

UNIVERSITÄT BERN

WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTLICHE  
FAKULTÄT

INSTITUT FÜR SOZIOLOGIE

---

**Geschlechterunterschiede auf dem  
Arbeitsmarkt:  
Der Einfluss von gesellschaftlichen Strukturen  
und stereotypen Rollenvorstellungen**

---

Inauguraldissertation zur Erlangung der Würde eines Doctor rerum socialium der  
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Bern

*vorgelegt von*

Barbara Andrea ZIMMERMANN  
von Wohlen b. Bern

2020

Originaldokument gespeichert auf dem Webserver der Universitätsbibliothek Bern



Dieses Werk ist unter einem Creative Commons Namensnennung-Keine kommerzielle  
Nutzung-Keine Bearbeitung 2.5 Schweiz Lizenzvertrag lizenziert. Um die Lizenz  
anzusehen, gehen Sie bitte zu <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/>  
oder schicken Sie einen Brief an Creative Commons, 171 Second Street, Suite 300, San  
Francisco, California 94105, USA.

## Urheberrechtlicher Hinweis

Dieses Dokument steht unter einer Lizenz der Creative Commons  
Namensnennung-Keine kommerzielle Nutzung-Keine Bearbeitung 2.5 Schweiz.  
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/>

Sie dürfen:



dieses Werk vervielfältigen, verbreiten und öffentlich zugänglich machen

Zu den folgenden Bedingungen:



**Namensnennung.** Sie müssen den Namen des Autors/Rechteinhabers in der von ihm festgelegten Weise nennen (wodurch aber nicht der Eindruck entstehen darf, Sie oder die Nutzung des Werkes durch Sie würden entlohnt).



**Keine kommerzielle Nutzung.** Dieses Werk darf nicht für kommerzielle Zwecke verwendet werden.



**Keine Bearbeitung.** Dieses Werk darf nicht bearbeitet oder in anderer Weise verändert werden.

Im Falle einer Verbreitung müssen Sie anderen die Lizenzbedingungen, unter welche dieses Werk fällt, mitteilen.

Jede der vorgenannten Bedingungen kann aufgehoben werden, sofern Sie die Einwilligung des Rechteinhabers dazu erhalten.

Diese Lizenz lässt die Urheberpersönlichkeitsrechte nach Schweizer Recht unberührt.

Eine ausführliche Fassung des Lizenzvertrags befindet sich unter  
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/legalcode.de>

Die Fakultät hat diese Arbeit am 02.04.2020 auf Antrag der beiden Gutachter Prof. Dr. Ben Jann und Prof. Dr. Sandro Cattacin als Dissertation angenommen, ohne damit zu den darin ausgesprochenen Auffassungen Stellung nehmen zu wollen.



Meiner Grossmutter (1922–2018), der es verwehrt blieb, einen Beruf  
zu erlernen und ihr eigenes Geld zu verdienen.



# Dank

Die vorliegende Dissertation wurde mit einem „Doc.CH“ Stipendium des Schweizerischen Nationalfonds (SNF) gefördert (Gesuchs-Nr. 159169). Ohne diese Förderung wäre sie vermutlich nicht zustande gekommen.

Bedanken möchte ich mich insbesondere bei Ben Jann, meinem Betreuer und Erstgutachter. Ein besseres und unkomplizierteres Betreuungsverhältnis ist kaum vorstellbar. Ben Jann erlaubte mir, meine eigenen Ideen zu verfolgen und unterstützte mich immer dabei. Besonders profitierte ich zudem von seiner ausgewiesenen Expertise in Methode und Statistik. Ebenso bedanke ich mich bei Sandro Cattacin, meinem Zweitgutachter, für seine Begleitung des Dissertationsprojekts, bei Ueli Hostettler, der mich damals ermutigt hatte, mich überhaupt auf ein SNF-Stipendium zu bewerben und schliesslich bei Isabelle Stadelmann-Steffen, die mich weit über das formale WISO-Mentoringprogramm hinaus begleitet hat.

Ein herzliches Dankeschön geht an die Co-Autoren. Die Zusammenarbeit war für mich extrem bereichernd und lehrreich. Speziell erwähnen möchte ich zudem Simon Seiler und Rudi Farys, die mich immer mit sehr viel Geduld unterstützten, wenn ich mit der Statistik-Software nicht mehr weiter kam. Dank gebührt ebenfalls Karin Beyeler, die Teile meiner Dissertation gegengelesen, sie kritisch kommentiert und korrekte Kommas gesetzt hat.

Weiterhin möchte ich auch den Berner Unisport nicht vergessen, der den nötigen sportlichen Ausgleich ermöglichte. Insbesondere das „Kondi“ von Haari hielt nicht nur fit, sondern sorgte auch regelmässig für viel Spass und gute Laune. Dank gebührt ebenfalls dem ganzen Team der VonRoll Mensa, das für die tägliche warme Mahlzeit sorgte, dem IT-Support, dem administrativen und technischen Personal, den Bibliothekar/innen sowie dem Reinigungs-Team.





# Inhaltsverzeichnis

<b>Dank</b>	<b>vii</b>
<b>„It’s the society, stupid!“</b>	<b>1</b>
1. Einleitung . . . . .	1
2. Geschlechtsspezifische Arbeitsteilung und stereotype Rollenvorstellungen . . . . .	3
3. Synthese der vier Artikel . . . . .	8
3.1 Wollen Frauen gar keine Karriere machen? . . . . .	11
3.2 Welche Rolle spielt die soziale Herkunft? . . . . .	13
3.3 Ist es gerecht, dass Männer mehr verdienen als Frauen? . . . .	16
3.4 Wer bekommt einen „Heiratsbonus“? . . . . .	17
4. Ausblick . . . . .	19
Literaturverzeichnis . . . . .	23
<b>Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg von Hochschulabsolvent/innen: Welchen Einfluss haben arbeitsbezogene Werte?</b>	<b>29</b>
<b>The Relationship between Educational Pathways and Occupational Outcomes at the Intersection of Gender and Social Origin</b>	<b>67</b>
<b>Lohngerechtigkeit und Geschlechternormen: Erhalten Männer eine Heiratsprämie?</b>	<b>85</b>
<b>The gendered division of labour and the just pay gap</b>	<b>131</b>
<b>Selbständigkeitserklärung</b>	<b>161</b>



*„Die Philosophen haben die Welt nur  
verschieden interpretiert, es kommt  
aber darauf an, sie zu verändern“  
(Karl Marx, Thesen über Feuerbach).<sup>1</sup>*

# „It’s the society, stupid!“

## 1. Einleitung

Meine Grossmutter wurde 1922 geboren. Als das Frauenstimmrecht 1971 in der Schweiz eingeführt wurde und sie zum ersten Mal abstimmen durfte, war sie bereits 47 Jahre alt. Ein grosser Wunsch von ihr war, eine Ausbildung zu machen, eine feste Arbeitsstelle zu haben und mit dem verdienten Geld unabhängig von ihrem Ehepartner zu werden. Dies blieb ihr für immer verwehrt, denn mein Grossvater erlaubte es ihr nicht. Dabei hatte er das Gesetz auf seiner Seite: Bis 1987 war der Mann gemäss schweizerischem Eherecht das Oberhaupt der Familie und hatte somit das Recht, unter anderem über den Wohnort der Familie oder eben die Erwerbstätigkeit der Ehefrau zu bestimmen (EKF, 2009).

Meine Mutter, 1950 geboren, durfte ebenfalls noch nicht abstimmen, als sie volljährig wurde. Und auch sie hatte den Wunsch, nach der Geburt der Kinder wieder zu arbeiten und ihr eigenes Geld zu verdienen. Im Gegensatz zu meiner Grossmutter wurde sie dabei von meinem Vater unterstützt. Ihr Wiedereinstieg wurde allerdings dadurch erschwert, dass sich die Ausbildung – meine Mutter war Handarbeitslehrerin

---

<sup>1</sup>Engels (1932, S. 76)

– während ihrer Familienphase derart verändert hatte, dass sie danach mit ihrem Patent kaum mehr eine Chance auf eine Anstellung hatte. Eine Zweitausbildung ermöglichte ihr schliesslich, in einem neuen Beruf Fuss zu fassen. Weiterhin ist zu bedenken, dass es Ende der 1980er und zu Beginn der 1990er-Jahre auch noch kaum externe Kinderbetreuung, geschweige denn eine Mutterschaftsversicherung gab, was die Möglichkeiten zur Erwerbsarbeit von Müttern deutlich einschränkte.

Im Gegensatz zu den Generationen vor mir darf ich wählen und abstimmen, seit ich 18 Jahre alt geworden bin und zumindest formal steht es mir offen, jeglichen Beruf zu ergreifen. Nichtsdestotrotz, und das werden die vier Artikel der vorliegenden Dissertation zeigen, sind wir in der Schweiz von tatsächlicher Gleichstellung noch Lichtjahre weit entfernt. So gingen am 14. Juni 2019 über eine halbe Million Frauen und solidarische Männer auf die Strasse, um für mehr Gleichberechtigung in allen Lebensbereichen zu demonstrieren. Es war eine der grössten Kundgebungen, die das Land je gesehen hat.

Gründe für den Unmut der demonstrierenden Frauen und Männer gibt es viele: Frauen sind in Führungspositionen in Politik und Wirtschaft weiterhin untervertreten, verdienen trotz inzwischen gleichwertiger Ausbildung weniger als Männer und ein grosser Teil der unbezahlten Arbeit wird von ihnen verrichtet. Zudem ist die Altersarmut grösstenteils weiblich und viele Frauen erleben in ihrem Alltag Sexismus und sexualisierte Gewalt.

Von diesen gesellschaftlichen Verhältnissen ausgehend, verfolgt die vorliegende Dissertation das Ziel, unterschiedliche Aspekte von Arbeitsmarktungleichheiten zwischen Frauen und Männern zu analysieren. Dabei wird ein besonderer Fokus auf das Thema Lohngleichheit gelegt.

## 2. Geschlechtsspezifische Arbeitsteilung und stereotype Rollenvorstellungen

Während meiner Grossmutter noch rechtliche Barrieren den Weg zu einer den Männern gleich gestellten Teilnahme an Ausbildung, Arbeit und Politik versperren, waren es bei meiner Mutter vor allem strukturelle Hindernisse.<sup>2</sup> Meine eigene Generation hat zwar nicht ausschliesslich, jedoch mehrheitlich mit ideologischen Hürden zu kämpfen, denn die gemeinsame Basis der unterschiedlichen Formen von Benachteiligung sind tief verankerte Geschlechterstereotype sowie tradierte Rollenbilder, besonders in Bezug auf die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung. In der soziologischen Theorie wird dies folgendermassen formuliert:

„Geschlechterrollen bilden das Ensemble erwarteter Verhaltensweisen und Einstellungen, Verpflichtungen und Privilegien, das eine Gesellschaft jedem Geschlecht zuschreibt. **Geschlechtsstereotype** [Hervorhebung im Original] sind grob vereinfachende, aber tief verwurzelte Vorstellungen über männliche und weibliche Eigenschaften. Hierbei sind Stereotypisierungen und normative Erwartungen miteinander verknüpft: Empirische Differenzannahmen begründen oder legitimieren eine geschlechtsbezogene Zuweisung von Aufgaben und werden durch deren Erfüllung rückwirkend bestätigt“ (Joas, 2007, S. 297).

---

<sup>2</sup>Die Struktur einer Gesellschaft besteht aus dem Gefüge verschiedener Elemente, wie Regeln, Normen oder Institutionen, die relativ stabil sind, miteinander in Bezug stehen und den Handlungsspielraum der Menschen beeinflussen können. Ein Beispiel dafür ist das Steuersystem, welches das traditionelle Einernährer-Familienmodell bevorzugt. Dies geschieht aufgrund der Paar- und Familienbesteuerung, die wenig Anreize setzt, dass die Frauen, die meist die Zweitverdienerinnen sind, in einem hohen Pensum einer Erwerbstätigkeit nachgehen.

Unterschiedliche Geschlechterrollen strukturieren unseren Alltag in der Öffentlichkeit genauso wie im Privaten. So wurde im Jahr 2018 in der Schweiz die Hausarbeit in (heterosexuellen) Familien mit Kindern unter 25 Jahren in fast 70% der Fälle hauptsächlich von der Frau erledigt, während bloss in knapp 5% der Fälle hauptsächlich der Mann dafür zuständig war. Dasselbe galt auch für die Kinderbetreuung, für die in einem grossen Teil der Familien ebenfalls hauptsächlich die Mutter zuständig war (BFS, 2019b). Frauen sind allerdings nicht bloss für einen grösseren Teil der Hausarbeit und der Kindererziehung verantwortlich. Ein Teil der Bevölkerung geht zusätzlich davon aus, dass Frauen auch besser dafür geeignet sind und sich um Haushalt und Kinder kümmern *sollen*, während den Männern die Rolle des Familienernährers zugeschrieben wird (BFS, 2015). So gaben bei einer kürzlich vom Bundesamt für Statistik durchgeführten Befragung beispielsweise mehr als ein Drittel (36%) der Männer und immerhin 27% der Frauen an, dass Kinder im Vorschulalter darunter litten, wenn die Mutter berufstätig sei (BFS, 2019b).

Unterschiedliche Zuschreibungen von Eigenschaften und Fähigkeiten bei Frauen und Männern haben auch einen massgeblichen Einfluss auf deren Arbeitsmarktchancen. So zeigt die sozialpsychologische Forschung (z.B. Eagly & Karau, 2002; Eagly & Sczesny, 2008), dass Attribute wie Dominanz oder Durchsetzungsfähigkeit, die im Beruf als wichtig gelten, häufiger Männern attestiert werden. Frauen wird eher nachgesagt, sie seien fürsorglich, sensibel oder bescheiden – Eigenschaften also, die für das berufliche Vorankommen und einen hohen Lohn nicht unbedingt als förderlich eingestuft werden können.

Frauen kommen somit fast automatisch in eine Zwickmühle, wenn sie beruflich erfolgreich sein wollen. Für sie bedeutet das nämlich, dass sie sich „männlich verhalten“ müssen, um voran zu kommen. Das führt aber dazu, dass sie den weiblichen

Rollenerwartungen nicht mehr entsprechen. Dabei laufen sie Gefahr, sanktioniert zu werden. Verschiedene Studien zeigen, dass Frauen, die zielstrebig und dominant auftreten, im Vergleich zu Männern, nicht nur als weniger sympathisch wahrgenommen werden, sondern z.B. auch weniger oft befördert werden. Dieser „Backlash Effect“ (Rudman & Glick, 1999; Rudman & Phelan, 2008) passiert insbesondere dann, wenn sie mit ihrem Verhalten die Geschlechterhierarchie gefährden (Ridgeway, 2001; Ridgeway & Smith-Lovin, 1999): Also zum Beispiel, wenn sie männerdominierte Berufe wählen (Heilman, 2012; Heilman & Okimoto, 2007) oder wenn sie versuchen, in statushohe Positionen aufzusteigen (Rudman, Moss-Racusin, Phelan & Nauts, 2012), die gemäss unseren stereotypen Rollenvorstellungen Männern vorbehalten sind.

Es gibt viele weitere Beispiele, die darauf hinweisen, dass dieses Verletzen der Geschlechterhierarchie negative Konsequenzen hat: In einem grossangelegten Feldexperiment zeigt Abel (2019) beispielsweise, dass Angestellte negativer auf Kritik von weiblichen Vorgesetzten reagieren. Während das Geschlecht der Vorgesetzten bei positivem Feedback keinen Effekt hat, sinkt die Arbeitszufriedenheit, die Leistung und das Interesse, weiterhin für die Firma tätig sein zu wollen überproportional, wenn das negative Feedback von einer Frau geäussert wird.

Probleme gibt es aber nicht nur im Beruf, sondern auch zu Hause: Wie eine kürzlich veröffentlichte Studie zeigt, steigt die psychische Belastung von Männern, wenn ihre Ehefrauen mehr Geld verdienen als sie selbst (Syrda, 2019). Ehepaare, in denen die Frau mehr verdient als der Mann, geben in Befragungen zudem an, weniger glücklich zu sein und mehr Streit zu haben. Sie werden auch häufiger geschieden als Paare, in denen der Mann der Haupternährer ist (Bertrand, Kamenica & Pan, 2015). Weiter zeigen Bertrand et al. (2015), dass Frauen mehr Hausarbeit übernehmen, sobald sie mehr verdienen als der Mann. Diese Tatsache ist der ökonomischen

Spezialisierungsthese (G. S. Becker, 1981) diametral entgegengesetzt. Gemäss dieser konzentriert sich bei Paaren diejenige Person auf die Erwerbsarbeit, die ein höheres Einkommen generieren kann, während die andere Person sich folglich vermehrt um den Haushalt kümmert.

Die erwähnten Beispiele zeigen eindrücklich, wie relevant Geschlechternormen nach wie vor sind. Dennoch spielen stereotype Rollenbilder, im Gegensatz zu rechtlichen und strukturellen Ungleichheiten, in der gesellschaftlichen Wahrnehmung eine eher untergeordnete Rolle. Seit Aufklärung wird der Mensch (eigentlich: der Mann) als selbständig denkendes und rational handelndes Subjekt verstanden. Gleichzeitig hat sich auch der Glaube an die Meritokratie etabliert, also an das Prinzip, dass jeder und jede unabhängig von der sozialen Position erhält, was ihm oder ihr zusteht. Dazu passen Geschlechterungleichheiten nur schlecht. Oftmals werden sie deshalb entweder negiert oder damit legitimiert, dass die Chancengleichheit vorhanden sei und Frauen beispielsweise gar keine Karriere machen oder nicht viel Geld verdienen *wollten*. So titelte das Magazin der „NZZ am Sonntag“ kürzlich „Schweizer Frauen haben es gern bequem – jammert nicht, macht mal vorwärts!“ (Sevcik, 2019). Darin argumentiert der Autor sinngemäss, dass die Schweizerinnen einfach zu bequem seien, eine Karriere zu machen, und sich lieber gemütlich in einem Teilzeitjob einrichteten. Diese Darstellung mag überspitzt sein, mit seiner Meinung ist der Autor jedoch nicht allein. Ob diese häufig geäusserte Annahme einer rigorosen empirischen Überprüfung standhält, untersuche ich im Artikel *„Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg von Hochschulabsolvent/innen: Welchen Einfluss haben arbeitsbezogene Werte?“* (vgl. Abschnitt 3.1).

Ein Grundpfeiler jeder liberalen Gesellschaft ist die Meritokratie. Wer sich anstrengt und gute Leistungen erbringt, wird dafür belohnt, sei es im Schulsystem mit guten Noten und Übertritten in weiterführende Schulen oder auf dem Arbeitsmarkt



in Form von Beförderungen und höheren Löhnen. Dass dieses Versprechen nicht immer eingelöst wird, wissen wir spätestens seit der Publikation der „Illusion der Chancengleichheit“ (Bourdieu & Passeron, 1971). Besonders in der soziologischen Bildungsforschung hat diese Thematik bisher viel Raum erhalten und es wurde mehrfach belegt, dass die soziale Herkunft ein besonders starker Prädiktor für den Bildungserfolg ist (siehe z.B. R. Becker & Lauterbach, 2010; Breen & Goldthorpe, 1997). In unserem Artikel *„The Relationship between Educational Pathways and Occupational Outcomes at the Intersection of Gender and Social Origin“* (zusammen mit Simon Seiler) erweitern wir die Fragestellung und interessieren uns für die Interaktion zwischen Herkunft und Geschlecht beim Übergang von der Ausbildung ins Erwerbsleben (vgl. Abschnitt 3.2).

Die Frage der Meritokratie sowie weiterer Aspekte der Verteilungsgerechtigkeit beschäftigen uns auch im Artikel *„Lohngerechtigkeit und Geschlechternormen: Erhalten Männer eine Heiratsprämie?“* (zusammen mit Ben Jann und Andreas Diekmann), in dem wir der Frage nachgehen, welche Gerechtigkeitsprinzipien bei der Bewertung eines gerechten Lohns relevant sind, und ob für Frauen und Männer unterschiedliche Massstäbe gelten (vgl. Abschnitt 3.3). Das Projekt *„The gendered division of labour and the just pay gap“* knüpft an das vorangehende an und untersucht detaillierter, welche Mechanismen eine unterschiedliche Bewertung von Frauen- und Männerlöhnen verursachen und wie die Prinzipien der Verteilungsgerechtigkeit mit Geschlechternormen zusammenspielen (vgl. Abschnitt 3.4).

Diese vier Artikel ergeben zusammen den Hauptteil der vorliegenden Dissertation. Im nächsten Abschnitt werden die wichtigsten Ergebnisse zusammenfassend dargestellt.

### 3. Synthese der vier Artikel

Um das Phänomen der Arbeitsmarktungleichheit in all seinen Facetten zu erfassen, verwende ich in den vier Projekten Theorien aus verschiedenen Bereichen der Soziologie, der Gender Studies und der politischen Philosophie und nehme Bezug auf die Sozialpsychologie und Ökonomie.

Gemeinsam ist den Projekten, dass sie alle in der Tradition der Sozialstrukturanalyse verortet werden können. Ausgehend unter anderem von Karl Marx (2005), der einen Gegensatz zwischen Kapital und Arbeit, bzw. zwischen Menschen, die Kapital besitzen, und solchen, die nichts als ihre Arbeitskraft anbieten können, feststellte, analysiert diese die unterschiedlichen Lebenslagen (insb. die Arbeits- und Lebensbedingungen) von verschiedenen gesellschaftlichen Gruppen sowie die Verteilung knapper Ressourcen zwischen diesen Gruppen (siehe z.B. Weischer, 2011). Gemäss diesen Ansätzen der Soziologie wird die Position eines Individuums in der Gesellschaft hauptsächlich durch seine Einbindung in den Arbeitsmarkt bestimmt. In dem Zusammenhang weist Becker-Schmidt (2008) zu Recht auf die „doppelte Vergesellschaftung“ der Frauen hin, ein Begriff, der die gesellschaftliche Dimension des Konflikts zwischen Erwerbsarbeit und Haushalt, welcher heutzutage meist als „Vereinbarkeitsproblematik“ individualisiert wird, auf den Punkt bringt:

„Diese doppelte Einbindung in das Sozialgefüge bringt der weiblichen Genus-Gruppe keine Vorteile ein. Im Gegenteil: Die Vergesellschaftung über zwei Arbeitsformen impliziert doppelte Diskriminierung. Frauen werden zur unbezahlten Hausarbeit verpflichtet, was zudem ihre gleichberechtigte Integration in das Beschäftigungssystem erschwert. Und die marktvermittelte Arbeit von Frauen wird schlechter bewertet als die von Männern. Es ist ein Dilemma: Wie immer Frauen sich entscheiden

– für Familie und gegen Beruf, gegen Familie und für Beruf oder für beides – in jedem Fall haben sie etwas zu verlieren“ (Becker-Schmidt, 2008, S. 67).

Im Gegensatz zu dieser strukturellen Sichtweise nimmt der ökonomische Ansatz eine individuelle Perspektive ein. Beispielsweise zur Erklärung von Lohnungleichheiten wird oft die Humankapitaltheorie (G. S. Becker, 1975; Mincer, 1958) herangezogen. Gemäss dieser entstehen Lohnunterschiede dadurch, dass sich Individuen in ihrer Humankapitalausstattung unterscheiden. Die tieferen Frauenlöhne können also damit erklärt werden, dass Frauen im Mittel weniger gut ausgebildet sind oder wegen ihrer familiären Verpflichtungen weniger Berufserfahrung haben als Männer. Die Theorie hilft allerdings nicht weiter, wenn sich Frauen und Männer in lohnrelevanten Merkmalen nicht unterscheiden. Dadurch, dass Frauen heute mindestens genauso gut ausgebildet sind wie Männer, sowie durch ihre zunehmende Arbeitsmarktteilnahme, ist dies vermehrt der Fall. Die Theorie basiert auf der Annahme rationalen Handelns und lässt ausser Acht, dass gesellschaftliche Normen und tradierte Rollenbilder ebenfalls einen Einfluss auf das Verhalten von Akteurinnen und Akteuren haben können. Um dies zu erfassen, helfen unter anderem sozialpsychologische Ansätze wie die Rollenkongruenztheorie (Eagly & Karau, 2002; Eagly & Sczesny, 2008) weiter, die aufzeigen, welchen Einfluss unbewusste Vorurteile haben können. Im Zentrum steht dabei die Diskrepanz zwischen weiblichen Rollenerwartungen und Erwartungen an bestimmte gesellschaftliche Rollen, z.B. Führungsfunktionen, die viel mehr mit den männlichen Rollenerwartungen übereinstimmen.

Ein weiterer Aspekt, der in dieser Dissertation zur Sprache kommt, ist die Frage der sozialen Gerechtigkeit und deren Bezug zu sozialer Ungleichheit. Würden die

Menschen hinter einem „Schleier des Nichtwissens“<sup>3</sup> (Rawls, 1979) zulassen, dass Frauen weniger verdienen als Männer? Wenn es auch unterschiedliche Auffassungen darüber gibt, ob Ungleichheit gerecht sein kann, sind sich die meisten darüber einig, dass zumindest eine minimale Form von Chancengleichheit gewährleistet sein muss (Frankfurt, 2016; Sandel, 2013).

Die Vielseitigkeit der bearbeiteten Fragestellungen erfordert aber nicht nur eine inhaltlich interdisziplinäre Herangehensweise, sondern auch unterschiedliche Datenquellen und ein breites Spektrum an Analysemethoden. In den ersten beiden Projekten werden Sekundärdaten verwendet. Genau genommen handelt es sich um zwei verschiedene Befragungsdatensätze in einem Paneldesign, namentlich die Absolvent/innen-Studie des Bundesamtes für Statistik und die TREE-Studie (Transitions from Education to Employment). Im Vergleich zu den weiter verbreiteten Querschnittsdatensätzen haben Paneldaten unter anderem den Vorteil, dass sie individuelle Veränderungen über die Zeit darstellen können und dass Probleme wie umgekehrte Kausalität oder post-hoc Rationalisierungen vermieden oder zumindest vermindert werden (Brüderl, 2010). Die Daten werden mit verschiedenen statistischen Methoden ausgewertet. Hauptsächlich kommen unterschiedliche Regressionsverfahren zur Anwendung, die mit einer Hauptkomponentenanalyse oder einer Sequenzdatenanalyse ergänzt werden.

Im dritten und vierten Projekt werden Vignettenexperimente (faktorielle Surveys) durchgeführt. Dank dem experimentellen Design, bei dem die Befragten zufällig in eine Versuchs- und eine Kontrollgruppe aufgeteilt werden, können – im Gegensatz zu Analysen mit Befragungsdaten – kausale Schlüsse gezogen werden. Die beiden Vorgehensweisen ergänzen sich gerade in Themenbereichen, in denen es um Ein-

---

<sup>3</sup>Bei diesem Gedankenexperiment befinden sich die Menschen in einem fiktiven Urzustand, in dem sie über die künftige Gesellschaftsordnung entscheiden müssen, ohne zu wissen, welche Position sie später selbst in dieser Gesellschaft einnehmen werden.

stellungen und Stereotype geht, sehr gut. Mit Vignettenexperimenten können zum Beispiel Vorurteile sichtbar gemacht werden, die in einer Befragung absichtlich (wegen sozialer Erwünschtheit) oder auch unabsichtlich (weil sie den Befragten gar nicht bewusst sind), nicht zum Vorschein kommen.

### **3.1 Wollen Frauen gar keine Karriere machen?**

Trotz grosser Fortschritte wurde die berufliche Gleichstellung von Frauen und Männern bisher nicht erreicht. Dies zeigt sich beispielsweise daran, dass Frauen in der Schweiz weiterhin seltener in Führungspositionen aufsteigen und im Durchschnitt auch weniger verdienen als Männer. Bisher spielte das tiefere Bildungsniveau dabei eine entscheidende Rolle. In den letzten 20 Jahren haben die Frauen diesbezüglich aber aufgeholt und die Männer bei den Matura-Abschlüssen sogar überholt (BFS, 2019a; Dubach, Legler, Morger & Stutz, 2017). Von daher drängt sich die Frage auf, ob Frauen vielleicht gar nicht – oder zumindest nicht im gleichen Ausmass wie Männer – Karriere machen wollen, ob es ihnen weniger wichtig ist, viel Geld zu verdienen, und ob die bestehenden Ungleichheiten damit erklärt werden können.

Anhand der Daten der Hochschulabsolvent/innenbefragung des Bundesamts für Statistik lässt sich diese Frage gut beantworten. Es handelt sich hierbei um eine Vollerhebung der Absolventinnen und Absolventen aller Schweizer Universitäten, Fachhochschulen und pädagogischen Hochschulen. Das Panel-Design der Daten umfasst zwei Messzeitpunkte: Ein Jahr und fünf Jahre nach Abschluss des Studiums. Ein Jahr nach Abschluss werden die Absolvent/innen ausführlich zu ihren arbeitsbezogenen Werten befragt. Hier zeigt sich, dass sich Frauen und Männer diesbezüglich nur wenig unterscheiden. Insgesamt ist Frauen eine gute Work-Life-Balance (z.B. Vereinbarkeit von Beruf und Familie) etwas wichtiger als Männern,

die hingegen etwas höhere Werte bei den Karriere-Aspirationen (z.B. viel Geld verdienen) erreichen. Mit der Kitagawa/Oaxaca-Blinder Dekomposition (Blinder, 1973; Kitagawa, 1955; Oaxaca, 1973) wird berechnet, welchen Anteil die Differenzen in den arbeitsbezogenen Werten zur Erklärung von Geschlechterungleichheiten im Karriereerfolg von Frauen und Männern fünf Jahre nach Studienabschluss haben. Dabei werden unterschiedliche Facetten des Karriereerfolgs berücksichtigt, nämlich die Höhe des Einkommenswachstums und das Erreichen einer Führungsposition, die sowohl Personal- wie auch Budgetverantwortung beinhaltet.

Insgesamt haben hohe Karriere-Aspirationen einen positiven Effekt auf alle Aspekte des Karriereerfolgs, für Männer allerdings deutlich stärker als für Frauen. Der Wunsch nach einer guten Work-Life-Balance hat bei beiden Geschlechtern einen negativen Effekt, der jedoch deutlich geringer ausfällt als der positive Effekt der Karriere-Aspirationen. Unterschiedliche Karriere-Aspirationen zwischen Frauen und Männern erklären bis zu 20% des Geschlechterunterschieds im Karriereerfolg. Trotz der sehr detailliert spezifizierten Modelle bleibt aber ein beachtlicher Anteil unerklärt. Weiterhin zeigen die Zerlegungen, dass gleiche Eigenschaften bei Männern und Frauen ungleich entlohnt werden, und dies jeweils zu Ungunsten der Frauen.

Der Artikel *„Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg von Hochschulabsolvent/innen: Welchen Einfluss haben arbeitsbezogene Werte?“* zeigt erstmals für die Schweiz sehr detailliert, welchen Einfluss arbeitsbezogene Werte auf den Karriereerfolg haben und inwiefern damit Geschlechterunterschiede erklärt werden können. Eine Stärke der Untersuchung ist das gewählte Längsschnittdesign. Dank diesem werden die arbeitsbezogenen Werte zu einem früheren Zeitpunkt gemessen als die verschiedenen Aspekte des Karriereerfolgs. Damit lässt sich das Problem von post-hoc Rationalisierungen (also die Anpassung der Wünsche und Werte an die reale Situation) zumindest zu einem gewissen Grad vermeiden. Nicht auszuschliessen

ist hingegen, dass Frauen Diskriminierungen antizipieren und deshalb gar nicht erst gleiche Karriere-Aspirationen entwickeln wie Männer. Weiterhin antizipieren Frauen möglicherweise auch, dass sie später für den grossen Teil der unbezahlten Haus- und Familienarbeit zuständig sein werden, was ebenfalls zu Unterschieden in den arbeitsbezogenen Werten beitragen könnte. Zudem handelt es sich beim vorliegenden Untersuchungsdesign um eine sehr spezifische Stichprobe, nämlich um junge Akademikerinnen und Akademiker, die sich in ihren ersten Berufsjahren nach dem Studium befinden und meist noch keine Kinder haben. Das hat den Vorteil, dass weniger unbeobachtete Heterogenität vorhanden ist, welche die Ergebnisse beeinflussen könnte. Ein Nachteil ist hingegen, dass daraus keine Schlussfolgerungen für die gesamte Erwerbsbevölkerung gezogen werden können.

### **3.2 Welche Rolle spielt die soziale Herkunft?**

Die Bildungsexpansion der letzten Jahrzehnte hat den Zugang zur Hochschulbildung deutlich verbessert. Dies gilt insbesondere für Mädchen (DiPrete & Buchmann, 2013), aber viel weniger für Schüler/innen aus Familien mit geringerem sozioökonomischen Status (R. Becker & Müller, 2011). Wie bereits im vorherigen Abschnitt (3.1) erwähnt, hat sich die bessere Bildung für Frauen bisher nicht vollständig in gleiche Arbeitsmarktchancen übertragen. Im Artikel *„The Relationship between Educational Pathways and Occupational Outcomes at the Intersection of Gender and Social Origin“* interessieren wir uns für das Zusammenspiel von Geschlecht und sozialer Herkunft bei der Ausbildung und dem darauffolgenden Arbeitsmarkteintritt. Darüber ist erstaunlich wenig bekannt, obwohl das Thema gerade in der deutschen Bildungssoziologie durchaus eine Tradition hat: Ralf Dahrendorfs (1965) Kunstfigur vom „katholischen Arbeitermädchen vom Lande“ bringt die mehrfache Benachteiligung bestimmter sozialer Gruppen auf den Punkt.

Unsere Analysen mit den PISA 2000 Daten und dem darauf aufbauenden TREE-Panel (Transitions from Education to Employment, Wellen 1-9, 2001-2014) zeigen, dass dieses Zusammenspiel von Geschlecht und Herkunft situativ unterschiedlich ist. Bei den PISA-Tests erzielen Kinder aus höheren sozialen Schichten (hier anhand des höchsten elterlichen ISEI (International Socio-Economic Index) gemessen) durchgehend bessere Testresultate in Lesen und Mathematik/Naturwissenschaften als Kinder, deren Eltern einen tieferen beruflichen Status aufweisen. Während Jungen höhere Kompetenzen in Mathematik/Naturwissenschaften aufweisen, erbringen die Mädchen bessere Leseleistungen, wobei der Geschlechterunterschied besonders bei den tieferen Schichten ausgeprägt ist. Das bedeutet, dass die in den Medien oft diskutierte Benachteiligung von Jungen in der Schule zumindest zu einem gewissen Grad auch schulfachspezifisch und schichtabhängig ist.

Weiter sind das Geschlecht wie auch die soziale Herkunft bestimmend für die weitere Bildungslaufbahn der jungen Menschen. Je höher der Status der Eltern, desto wahrscheinlicher ist eine akademische Laufbahn mit Gymnasium und Studium an einer Universität oder – etwas seltener – an einer pädagogischen Hochschule oder Fachhochschule. Umgekehrt ist die Wahrscheinlichkeit einer Berufslehre umso höher, je tiefer der berufliche Status der Eltern ist. Insgesamt sind junge Männer in der beruflichen Bildung deutlich übervertreten, während junge Frauen häufiger eine Mittelschule besuchen. Berücksichtigt man zusätzlich die schulischen Kompetenzen, bleiben diese Zusammenhänge fast unverändert. Meritokratische Prinzipien scheinen im Vergleich zur sozialen Herkunft bei der Bildungslaufbahn also höchstens eine untergeordnete Rolle zu spielen.

Weiterhin zeigen unsere Analysen, dass Geschlecht und Herkunft auch einen starken Zusammenhang mit dem späteren Arbeitsmarkterfolg aufweisen, der durch die unterschiedlichen Bildungswege nur bedingt abgeschwächt wird. Je höher der



berufliche Status der Eltern, desto höher der eigene berufliche Status kurz nach Arbeitsmarkteintritt. Dieser Zusammenhang ist für junge Frauen und Männer relativ ähnlich. Einen vergleichbaren Zusammenhang finden wir zwischen dem Status der Eltern und dem Einkommen der Kinder. Kontrollieren wir nun die Bildungswege, verschwindet der Effekt bei den Männern, nicht aber bei den Frauen: Frauen aus tieferen sozialen Schichten erzielen also die deutlich tiefsten Einstiegsgehälter und sind demnach von einem sogenannten „class pay gap“ (Mood, 2017) betroffen. Dies ist ein Aspekt, der in der Diskussion um Lohnungleichheiten bisher erstaunlich wenig Beachtung gefunden hat.

Eine Stärke dieses Artikels liegt in seiner deskriptiven Tiefe. Dank den Sequenzdatenanalysen sind wir in der Lage, die Komplexität der individuellen Lebensverläufe zu reduzieren und gleichzeitig die Vorteile der Paneldaten voll auszuschöpfen, ohne die analytische Vorgehensweise aufgeben zu müssen. Wir haben uns entschieden, eine Vogelperspektive einzunehmen und die Zusammenhänge zwischen Geschlecht, sozialer Herkunft, Bildungslaufbahn und Arbeitsmarkterfolg über einen längeren Zeitraum zu untersuchen. Die gewählte Vorgehensweise ermöglicht es uns hingegen nicht, die den gefundenen Zusammenhängen zugrundeliegenden Mechanismen zu identifizieren. Weiterhin mussten wir auch bei der Operationalisierung der sozialen Herkunft Komplexität reduzieren. Es wäre durchaus wünschenswert, dort stärker zu differenzieren und herauszuarbeiten, ob sich die Zusammenhänge unterscheiden, je nach dem, ob eher das ökonomische, kulturelle oder soziale Kapital der Eltern (Bourdieu, 2015) berücksichtigt wird. Ebenfalls gibt es Studien, die darauf hinweisen, dass es einen Unterschied macht, ob die Angaben vom Vater, von der Mutter oder von beiden Elternteilen stammen (Beller, 2009).

### 3.3 Ist es gerecht, dass Männer mehr verdienen als Frauen?

Die in den folgenden beiden Abschnitten beschriebenen Projekte beleuchten einen etwas anderen Aspekt von Lohnungleichheit, nämlich die Frage nach der *Lohngerechtigkeit*. Um herauszufinden, wann die Bevölkerung einen Lohn als gerecht beurteilt und welche Kriterien dafür relevant sind, wurden im Zeitraum von 2001 bis 2019 vier verschiedene Vignettenexperimente durchgeführt. In unserem Fall besteht eine Vignette aus der Beschreibung einer fiktiven Person und ihrem Einkommen, welches die Befragten dann anhand der Personenbeschreibung beurteilen müssen (ein Beispiel einer solchen Vignette findet sich auf Seite 15 von Artikel 3). Dabei geben die Befragten an, ob sie das beschriebene Einkommen als gerecht, ungerechterweise zu hoch oder ungerechterweise zu tief einstufen.

Im ersten Experiment wurde das Design der Vignetten in erster Linie gemäss den verschiedenen Prinzipien der Verteilungsgerechtigkeit (Bedürftigkeit und Verdienst) erstellt. Dabei zeigt sich, dass die Befragten die Vignetten auch entsprechend bewerten: Ist die Bedürftigkeit hoch (alleinerziehend mit bescheidenen finanziellen Ressourcen), wird der Lohn als zu tief eingestuft, während dies bei einer niedrigen Bedürftigkeit (verheiratet in kinderloser Ehe ohne finanzielle Sorgen) nicht der Fall ist. Analog werden die Einkommen von Personen, deren Leistung als hoch beschrieben wird (arbeitet engagiert und zur vollen Zufriedenheit des Arbeitgebers), gegenüber denjenigen mit tiefer Leistung (berufliches Engagement lässt zu wünschen übrig) ebenfalls eher als zu tief bewertet. Gleichzeitig finden wir aber auch einen Geschlechterunterschied, unabhängig von Bedürftigkeit und Leistung. Das heisst, die Befragten empfinden die Löhne eher als zu tief, wenn es sich bei der beschriebenen Person um einen Mann handelt.

In einem weiteren Experiment finden wir hingegen keinen solchen „just gender pay gap“. Die Befragten beurteilen die Löhne von Frauen und Männern nicht unterschiedlich. Um herauszufinden, wie diese widersprüchlichen Ergebnisse zustande kommen, wird ein drittes Experiment durchgeführt. Im ersten Experiment wurden die Personen entweder als verheiratet oder als alleinerziehend beschrieben. In beiden Fällen kann ein zweites Einkommen dazu gedacht werden, entweder das vom Ehepartner/der Ehepartnerin oder in Form von Alimenten bei den Alleinerziehenden. Im zweiten Experiment wurden die Personen als alleinstehend beschrieben, womit dies weniger naheliegend ist. Wir vermuten, dass die Familiensituation bei der Bewertung der Vignette gemäss der traditionellen Arbeitsteilung je nach Geschlecht eine unterschiedliche Rolle spielt. Um diese Hypothese zu überprüfen, werden im dritten Experiment Vignetten mit Frauen und Männern, die entweder alleinstehend oder verheiratet in kinderloser Ehe sind, verwendet. Tatsächlich finden wir in diesem dritten Experiment eine unterschiedliche Bewertung der Löhne je nach Geschlecht und Zivilstand. Die Löhne der verheirateten Männer, jedoch nicht diejenigen der Frauen, werden von den Befragten im Durchschnitt als zu tief bewertet, was heisst, dass den Männern ein sogenannter „Heiratsbonus“ zugestanden wird. Diese drei Experimente sind im Artikel *„Lohngerechtigkeit und Geschlechternormen: Erhalten Männer eine Heiratsprämie?“* ausführlich beschrieben.

### **3.4 Wer bekommt einen „Heiratsbonus“?**

Die oben erwähnte Prämie für verheiratete Männer impliziert ein traditionelles Rollenverständnis, in dem der Mann der Haupternährer der Familie ist und die Frau, falls sie nicht Hausfrau ist, höchstens einen Zuverdienst erzielt. Allerdings wird in den Vignetten von Experiment drei nichts über den Erwerbsstatus der Ehefrau oder des Ehemannes gesagt, so dass unklar ist, ob der Heiratsbonus nun

aufgrund einer höheren angenommenen Bedürftigkeit oder durch die stereotypen Geschlechterbilder zustande kommt. Im Artikel „*The gendered division of labour and the just pay gap*“ testen wir dies mit einem weiteren Experiment, in dem wir entweder explizit angeben, ob Bedürftigkeit vorhanden ist oder nicht (Partner/in ist ebenfalls Vollzeit erwerbstätig oder ist nicht erwerbstätig), oder gar keine Angaben dazu machen. Dabei verwenden wir zwei verschiedene Vignettensets, eines mit heterosexuellen und eines mit gleichgeschlechtlichen Paaren. Falls einzig die Bedürftigkeit eine Rolle spielt, müssten die Einkommen von Homosexuellen, die mit einem nicht erwerbstätigen Partner oder einer nicht erwerbstätigen Partnerin zusammenleben ebenfalls eine „Heiratsprämie“ erhalten.

Bei den heterosexuellen Konstellationen zeigt sich, dass die Bedürftigkeit bei der Beurteilung der Einkommen eine Rolle spielt: Werden der Partner oder die Partnerin als nicht erwerbstätig beschrieben, beurteilen die Befragten die Löhne von Männern und – zu einem geringeren Ausmass – auch die von Frauen als zu tief. Werden zur Erwerbstätigkeit der Partnerin oder des Partners keine Angaben gemacht, unterscheiden sich die Bewertungen der weiblichen und männlichen Vignetten wieder deutlicher. Wie im dritten Experiment finden wir hier einen Heiratsbonus für Männer.

Bei den gleichgeschlechtlichen Paaren spielt die Bedürftigkeit erstaunlicherweise keine Rolle. Selbst wenn explizit gemacht wird, dass die Person mit einer anderen, nicht erwerbstätigen Person zusammenlebt, wird der Lohn von den Befragten nicht als zu tief eingestuft. Das bedeutet, dass das Gerechtigkeitsprinzip der Bedürftigkeit nur im Zusammenhang mit heterosexuellen Geschlechternormen zur Anwendung kommt. Es ist also an die traditionelle Arbeitsteilung, welche den Mann als Ernährer und die Frau als Hauptverantwortliche für Haus und Kinder vorsieht, gekoppelt.

Vignettenexperimente wie die oben beschriebenen sind nützlich, da einzelne Faktoren isoliert betrachtet werden können. Durch die Randomisierung bei der Zuteilung zu den Befragten können weitere Störfaktoren ausgeschlossen werden. Weiter können mit einem solchen Untersuchungsdesign diskriminierende Einstellungen und Vorurteile sichtbar gemacht werden, die Befragte ansonsten wohl nicht so offenlegen würden. Ein Nachteil ist, dass es sich jeweils um fiktive Situationen handelt und daher keine Schlüsse daraus gezogen werden können, wie sich Akteurinnen und Akteure unter realen Bedingungen verhalten würden. Es bleibt also unklar, ob die empirisch immer wieder festgestellte und nicht durch eine unterschiedliche Ausstattung erklärbare Lohnlücke aufgrund von stereotypen Rollenvorstellungen der Arbeitgeber/innen zustande kommt.

## **4. Ausblick**

Die vier Artikel der vorliegenden Dissertation zeigen, dass ökonomische oder psychologische Argumente zur Erklärung von Geschlechterungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt zu kurz greifen. Viel mehr als die wirtschaftlichen Gegebenheiten oder die individuellen Präferenzen sind es gesellschaftliche Normen, welche die Arbeitsmarktchancen von Frauen und Männern strukturieren. Tief verankerte Rollenbilder und stereotype Vorstellungen darüber, wie Frauen und Männer (angeblich) sind, wie sie sein und was sie tun sollen, tragen viel dazu bei, dass tatsächliche Gleichstellung so schwer zu erreichen ist. Entscheidend dabei ist, dass diese Normen und Vorurteile so tief verankert sind, dass sie häufig gar nicht als solche wahrgenommen werden.

Die berühmte „Orchester-Studie“ der beiden Ökonominen Claudia Goldin und Cecilia Rouse (2000) ist ein gutes Beispiel um zu illustrieren, welche Rolle Vorurteile

spielen können: Nachdem sich die grössten amerikanischen Symphonie-Orchester dazu entschieden hatten, Bewerberinnen und Bewerber hinter einem Vorhang vorspielen zu lassen, erhöhte sich der Frauenanteil in den bisher fast ausschliesslich männlich besetzten Orchestern deutlich. Das legt den Schluss nahe, dass zuvor auch andere Kriterien als das Können der Musikerinnen und Musiker die Auswahl beeinflusst hatten.

Insgesamt wissen wir inzwischen viel über geschlechtsspezifische Arbeitsmarktungleichheiten und deren Ursachen und Konsequenzen, jedoch relativ wenig darüber, wie diese zu beseitigen wären. Welche Gleichstellungsmassnahmen helfen, „unconscious bias“ zu vermeiden? Mit ihrem Buch „What Works“ zeigt die Harvard-Professorin Iris Bohnet (2016), wie datengestützte Forschung dazu beitragen kann, Geschlechterungleichheiten zu erkennen und zu eliminieren. Im Sinne einer transformativen Wissenschaft sollten solche Ansätze, die überprüfen, wie wissenschaftliche Erkenntnisse in der Praxis umgesetzt werden können, vermehrt gefördert werden.

Wie das oben erwähnte Beispiel der Symphonie-Orchester zeigt, ist das „blinde Vorspielen“ (oder anonyme Bewerbungsverfahren im Allgemeinen) eine Möglichkeit, unbewusste Vorurteile zu vermeiden. Eine Alternative dazu wäre die Einführung von Frauenquoten. Auch wenn diese in den letzten Jahren an Akzeptanz gewonnen haben, werden sie weiterhin sehr kontrovers diskutiert. Gegner/innen einer Quotenregelung argumentieren, dass eine solche die Meritokratie untergraben würde und dass Frauen bei der Anwendung von Quoten wegen ihres Geschlechts und nicht wegen ihren Fähigkeiten gewählt würden. Dieses Argument impliziert, dass Männer ohne Quotenregelung ausschliesslich aufgrund ihrer Fähigkeiten an die Spitze gelangen. Diese Haltung zeigt, dass die Meinung, bei der Beurteilung der Leistung existiere kein Gender Bias, immer noch viel Rückhalt geniesst. Die vier Projekte der vorliegenden Dissertation lassen an dieser Interpretation jedoch zu-

mindest gewisse Zweifel aufkommen. Weiterhin sollten wir uns die Frage stellen, ob es denn sein kann, dass die Fähigkeiten in unserer Gesellschaft so ungleich verteilt sind, dass es nicht für mehr als eine Handvoll Frauen an der Spitze reicht. Die aktuelle Situation ist ökonomisch ineffizient, da das Talent von fast der Hälfte der Bevölkerung verschwendet wird. Um diese Fehlallokation zu vermeiden, wäre eine Quotenregelung sinnvoll. Einen interessanten Vorschlag, um ohne Quoten eine effizientere (und gerechtere) Verteilung zu erreichen, macht Margrit Osterloh, die zur Diskussion stellt, dass Führungspositionen per Los, mit einer fokussierten Zufallsauswahl<sup>4</sup> (Osterloh, 2019), vergeben werden könnten.

Ein weiteres Forschungsdesiderat ist die genauere Evaluation von Gleichstellungsmassnahmen, denn oft ist unklar, welche Wirkungen bestimmte Massnahmen erzielen. Zumindest in gewissen Bereichen könnten dabei randomisierte Kontrollversuche eine grössere Rolle spielen. Diese Methode gilt vielen als der Goldstandard der Evaluationsforschung (Donaldson, Christie & Mark, 2009) und wird auch in der Gleichstellungsforschung angewendet, bisher allerdings hauptsächlich im Gesundheitsbereich und im Kontext der Entwicklungszusammenarbeit (Pereznieto & Taylor, 2014). Potenzial dafür gäbe es z.B. auch bei der Evaluation von Mentoringprogrammen oder von Massnahmen zur Förderung von Frauen in den sogenannten MINT-Berufen.<sup>5</sup>

Weiterhin sollte die Wirkmacht von geschlechtsspezifischen Rollenbildern auch beim Design von Policy-Massnahmen berücksichtigt werden. Mit dem Ziel, die Gleichstellung zu fördern und Männer zu mehr Familien- und Hausarbeit zu motivieren, haben zuerst die skandinavischen Länder und später weitere EU-Staaten einen Elternurlaub eingeführt, den Vater und Mutter relativ frei unter sich aufteilen

---

<sup>4</sup>Damit ist gemeint, dass aus einem Pool von qualifizierten Kandidatinnen und Kandidaten jemand per Zufall ausgewählt wird.

<sup>5</sup>Mathematik, Ingenieur- und Naturwissenschaften, Technik

können (Jurviste, Prpic & Sabbati, 2019). Diese Massnahme hat allerdings nicht dazu geführt, dass sich die Eltern die Zeit nun hälftig teilen. In den meisten Fällen beziehen die Väter lediglich den Teil, der exklusiv für sie reserviert ist und der sonst verfallen würde, was bloss einem Bruchteil der gesamten Elternzeit entspricht.<sup>6</sup> Den Eltern die freie Wahl zu geben, ist aus einer politisch liberalen Perspektive sicher sinnvoll. Um eine tatsächliche Gleichstellung zu erreichen, scheint es aber offensichtlich nicht zu genügen, obwohl viele Väter immer wieder betonen, dass sie sich sehr gerne mehr um ihre Kinder kümmern würden. Skandinavische Studien zeigen zudem: Je mehr die Mutter zum Familieneinkommen beiträgt, desto mehr Elternzeit wird vom Vater bezogen (Duvander & Johansson, 2012; Lappegard, 2008). Dieses Beispiel deutet darauf hin, dass ideologische und ökonomische Faktoren gleichzeitig eine Rolle spielen.<sup>7</sup> Diese sauber auseinander zu halten, kann für den Erfolg der Massnahme entscheidend sein. Mit Hilfe eines sogenannten „Choice Experiments“ (Auspurg & Liebe, 2011) könnte dieses Vorhaben realisiert werden.

---

<sup>6</sup>In Schweden z.B. müssen die Männer 3 von insgesamt 16 Monaten selber beziehen.

<sup>7</sup>Es könnte sich hier allerdings auch um einen Selektionseffekt handeln, da gut gebildete und gut verdienende Personen oft auch eine progressivere Einstellung zu Geschlechterrollen haben.



# Literatur

- Abel, M. (2019). Do Workers Discriminate against Female Bosses? *IZA Discussion Papers Series*, 12611.
- Auspurg, K. & Liebe, U. (2011). Choice-Experimente und die Messung von Handlungsentscheidungen in der Soziologie. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 63(2), 301–314.
- Becker-Schmidt, R. (2008). Doppelte Vergesellschaftung von Frauen: Divergenzen und Brückenschläge zwischen Privat- und Erwerbsleben. In R. Becker & B. Kortendiek (Hrsg.), *Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, G. S. (1975). *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis with special Reference to Education*, 2nd edition. Chicago; London: University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts, London: Harvard University Press.
- Becker, R. & Lauterbach, W. (2010). *Bildung als Privileg: Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, R. & Müller, W. (2011). Bildungsungleichheiten nach Geschlecht und Herkunft im Wandel. In A. Hadjar (Hrsg.), *Geschlechtsspezifische Bildungsungleichheiten* (S. 55–75). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- Beller, E. (2009). Bringing intergenerational social mobility research into the twenty-first century: Why mothers matter. *American Sociological Review*, 74(4), 507–528.
- Bertrand, M., Kamenica, E. & Pan, J. (2015). Gender identity and relative income within households. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 571–614.
- BFS. (2015). *Erhebung zu Familien und Generationen 2013. Erste Ergebnisse*. Bundesamt für Statistik. Neuenburg.
- BFS. (2019a). *Bildungsstatistik 2018*. Bundesamt für Statistik. Neuenburg.
- BFS. (2019b). *Erhebung zu Familien und Generationen 2018. Erste Ergebnisse*. Bundesamt für Statistik. Neuenburg.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Bohnet, I. (2016). *What works*. Harvard University Press.
- Bourdieu, P. (2015). *Die verborgenen Mechanismen der Macht (Erstauflage 1992)*. Hamburg: VSA: Verlag Hamburg GmbH.
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C. (1971). *Die Illusion der Chancengleichheit: Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs*. Texte und Dokumente zur Bildungsforschung. Stuttgart: Klett.
- Breen, R. & Goldthorpe, J. H. (1997). Explaining educational differentials towards a formal rational action theory. *Rationality and society*, 9(3), 275–305.
- Brüderl, J. (2010). Kausalanalyse mit Paneldaten. In *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Dahrendorf, R. (1965). *Bildung ist Bürgerrecht: Plädoyer für eine aktive Bildungspolitik*. Die Zeit-Bücher. Hamburg: Rohwolt.
- DiPrete, T. A. & Buchmann, C. (2013). *The Rise of Women: The Growing Gender Gap in Education and what it Means for American Schools*. Russell Sage Foundation.

- Donaldson, S. I., Christie, C. A. & Mark, M. M. (2009). *What counts as credible evidence in applied research and evaluation practice?* Thousand Oaks, London, New Delhi, Singapore: Sage.
- Dubach, P., Legler, V., Morger, M. & Stutz, H. (2017). *Frauen und Männer an Schweizer Hochschulen: Indikatoren zur Chancengleichheit in Studium und wissenschaftlicher Laufbahn*. Staatssekretariat für Bildung, Forschung und Innovation SBFI. Bern: SBFI.
- Duvander, A.-Z. & Johansson, M. (2012). What are the effects of reforms promoting fathers' parental leave use? *Journal of European Social Policy*, 22(3), 319–330.
- Eagly, A. H. & Karau, S. J. (2002). Role Congruity Theory of Prejudice Toward Female Leaders. *Psychological Review*, 109(3), 573–598.
- Eagly, A. H. & Sczesny, S. (2008). Stereotypes about women, men and leaders: Have time changed? In M. K. Barreto, M. K. Ryan & M. T. Schmitt (Hrsg.), *The glass ceiling in the 21st century: Understanding barriers to gender equality* (S. 21–47). Washington: American Psychological Association.
- EKF. (2009). *Frauen im Zivilrecht: Mündigkeit, Ehe, Scheidung* [Frauen . Macht . Geschichte . Zur Geschichte der Gleichstellung in der Schweiz 1848 – 2000. 3. Recht]. Eidgenössische Kommission für Frauenfragen. Bern.
- Engels, F. (1932). *Ludwig Feuerbach und der Ausgang der klassischen deutschen Philosophie* (2. Aufl.). Wien - Berlin: Verlag für Literatur und Politik.
- Frankfurt, H. G. (2016). *Ungleichheit: Warum wir nicht alle gleich viel haben müssen*. Suhrkamp Verlag.
- Goldin, C. & Rouse, C. (2000). Orchestrating impartiality: The impact of „blind“ auditions on female musicians. *American economic review*, 90(4), 715–741.
- Heilman, M. E. (2012). Gender stereotypes and workplace bias. *Research in organizational Behavior*, 32, 113–135.

- Heilman, M. E. & Okimoto, T. G. (2007). Why are women penalized for success at male tasks?: the implied communality deficit. *Journal of applied psychology*, 92(1), 81.
- Joas, H. (2007). *Lehrbuch der Soziologie*. Campus Verlag.
- Jurviste, U., Prpic, M. & Sabbati, G. (2019). Maternity and paternity leave in the EU. *At a Glance. European Parliamentary Research Service (EPRS)*.
- Kitagawa, E. M. (1955). Components of a Difference between two Rates. *Journal of the American Statistical Association*, 50(272), 1168–1194.
- Lappegard, T. (2008). Changing the gender balance in caring: Fatherhood and the division of parental leave in Norway. *Population research and policy review*, 27(2), 139–159.
- Marx, K. (2005). *Das Kapital* (Kurzfassung aller drei Bände, 2., verbesserte Auflage, hrsg. und kommentiert von Wal Buchenberg). Berlin: VWF.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *The Journal of Political Economy*, 281–302.
- Mood, C. (2017). More than money: social class, income, and the intergenerational persistence of advantage. *Sociological Science*, 4, 263–287.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Osterloh, M. (2019). Chefin per Los. Warum eine fokussierte Zufallsauswahl mehr Frauen in die Führungsetagen bringen kann. *Zeitschrift Führung + Organisation zfo*, 88(3).
- Pereznieto, P. & Taylor, G. (2014). A review of approaches and methods to measure economic empowerment of women and girls. *Gender & Development*, 22(2), 233–251.
- Rawls, J. (1979). *Eine Theorie der Gerechtigkeit*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.

- Ridgeway, C. L. (2001). Gender, status, and leadership. *Journal of Social Issues*, 57(4), 637–655.
- Ridgeway, C. L. & Smith-Lovin, L. (1999). The Gender System and Interaction. *Annual Review of Sociology*, 25, 191–216.
- Rudman, L. A. & Glick, P. (1999). Feminized management and backlash toward agentic women: the hidden costs to women of a kinder, gentler image of middle managers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(5), 1004.
- Rudman, L. A., Moss-Racusin, C. A., Phelan, J. E. & Nauts, S. (2012). Status incongruity and backlash effects: Defending the gender hierarchy motivates prejudice against female leaders. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48(1), 165–179.
- Rudman, L. A. & Phelan, J. E. (2008). Backlash effects for disconfirming gender stereotypes in organizations. *Research in organizational behavior*, 28, 61–79.
- Sandel, M. J. (2013). *Gerechtigkeit: Wie wir das Richtige tun*. Berlin: Ullstein.
- Sevcik, T. (2019, 16. November). Schweizer Frauen haben es gern bequem – jammert nicht, macht mal vorwärts! Zürich: Magazin NZZ am Sonntag.
- Syrda, J. (2019). Spousal Relative Income and Male Psychological Distress. *Personality and Social Psychology Bulletin*.
- Weischer, C. (2011). *Sozialstrukturanalyse: Grundlagen und Modelle*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.



# Artikel 1

Zimmermann, Barbara (im Erscheinen). Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg von Hochschulabsolvent/innen: Welchen Einfluss haben arbeitsbezogene Werte? Schweizerische Zeitschrift für Soziologie / Swiss journal of sociology / Revue suisse de sociologie, 46(1) Seismo Press





## **Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg von HochschulabsolventInnen: Welchen Einfluss haben arbeitsbezogene Werte?**

Barbara Zimmermann\*

*Zusammenfassung:* Der Artikel beschäftigt sich mit den ungleichen Karriereergebnissen zwischen Frauen und Männern. Mit den Daten der HochschulabsolventInnenstudie wird untersucht, welchen Effekt arbeitsbezogene Werte auf den Karriereerfolg haben. Die Oaxaca-Blinder-Zerlegung ermittelt, welche Faktoren den Geschlechterunterschied erklären können. Die Ergebnisse zeigen, dass Karriere-Aspirationen bei Männern einen stärker positiven Effekt haben als bei Frauen und dass ein beträchtlicher Anteil des Geschlechterunterschieds unerklärt bleibt.

*Schlüsselwörter:* Karriereerfolg, Geschlechterunterschied, Karriere-Aspirationen, Work-Life-Balance

### **Gender Gap in the Career Success of University Graduates: Effects of Work-Related Values**

*Abstract:* The article deals with the unequal career outcomes between women and men. The data from the graduate survey are used to investigate the effect of work-related values on career success. The Oaxaca-Blinder decomposition determines which factors can explain the gender difference. The results show that career aspirations have a more positive effect on men than on women and that a considerable proportion of the gender gap remains unexplained.

*Keywords:* Career success, gender gap, career aspirations, work-life-balance

### **Inégalités de genre dans le parcours professionnel des diplômés universitaires : quel est l'effet des valeurs liées au travail ?**

*Resumé:* Cet article analyse les inégalités en matière de succès professionnel entre les femmes et les hommes. Des données collectées auprès de personnes diplômées de hautes écoles ont été utilisées pour étudier l'effet des valeurs liées au travail sur la réussite professionnelle. La décomposition d'Oaxaca-Blinder permet de déterminer les facteurs pouvant expliquer les différences entre les genres. Les résultats montrent que les aspirations professionnelles ont un effet plus positif chez les hommes que chez les femmes, et qu'une grande partie des différences entre les sexes reste inexpliquée.

*Mots-clés:* Carrière, succès professionnel, différences de genre, aspirations professionnelles, équilibre vie privée / vie professionnelle

---

\* Universität Bern, Institut für Soziologie, CH-3012 Bern, [barbara.zimmermann@soz.unibe.ch](mailto:barbara.zimmermann@soz.unibe.ch)

## 1 Einleitung

Frauen sind in Führungspositionen untervertreten. Dieser Befund ist weder neu, noch hat er aktuell an Gültigkeit eingebüsst. In der Schweiz betrug der Frauenanteil unter den Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern mit Vorgesetztenfunktion oder in einer Unternehmensleitung im Jahr 2017 gut 35% (BFS 2018). In den Geschäftsleitungen der 100 grössten Schweizer Firmen waren im selben Jahr lediglich 7% Frauen. In Verwaltungsräten betrug ihr Anteil immerhin 19% (Schillingreport 2018). Auch bei den Löhnen gibt es immer noch grosse Unterschiede: Die neusten Daten des Bundesamts für Statistik zeigen, dass Männer im Durchschnitt und auf Vollzeit standardisiert pro Monat 1412.– CHF mehr verdienen als Frauen. Das ergibt fast 17 000.– CHF pro Jahr und entspricht einer Lohndifferenz von ca. 18% (Strub und Bannwart 2017).

Lange Zeit wurde davon ausgegangen, dass es nur eine Frage der Zeit sei, bis Frauen ihre seit der Bildungsexpansion deutlich bessere Ausbildung auch in einen Karriereerfolg ummünzen können, der demjenigen der Männer gleichwertig ist, respektive wurde postuliert, dass die zunehmende Wichtigkeit der Erwerbsarbeit für Frauen dazu führt, dass sich Investitionen in eine gute Ausbildung für sie vermehrt lohnen und sich somit auch ihr Arbeitsmarktstatus verbessern würde (Buchmann und DiPrete 2006; Buchmann et al. 2008; DiPrete und Buchmann 2013).

Die bisherige Forschung zeigt jedoch, dass dies, unabhängig davon, wie Ursache und Wirkung definiert werden, bisher noch nicht vollständig eingetroffen ist. Ein Teil der ungleichen Karriereverläufe und der damit assoziierten Einkommensdifferenzen zwischen Frauen und Männern kann mit Unterschieden im Humankapital, der horizontalen Segregation und mit dem Umstand, dass Frauen aufgrund von familiären Verpflichtungen ihre Karrieren öfter unterbrechen oder Teilzeit arbeiten, erklärt werden (Bihagen und Ohls 2006; Bühler und Heye 2005; Epple et al. 2012; Falk 2005; Holst und Wiemer 2010; Oberholzer Michel 2003; Ochsenfeld 2012; Rost 2010). Weniger klar ist bisher allerdings, wie sich die restliche Differenz erklären lässt. Die landläufige Meinung, Frauen seien weniger karriereaffin und hätten schlicht andere Präferenzen, wurde in der Schweiz bisher jedenfalls noch kaum empirisch geprüft. Der vorliegende Artikel untersucht deshalb, ob sich Frauen und Männer in ihren arbeitsbezogenen Werten, insbesondere den Karriere-Aspirationen und den Präferenzen bezüglich Vereinbarkeit von Beruf und Familie, unterscheiden, und falls dies tatsächlich der Fall ist, ob diese Differenzen den Gender Gap in Führungspositionen und beim Einkommen von Schweizer Hochschulabsolventinnen und -absolventen erklären können.

Hochschulabsolventinnen und -absolventen als Untersuchungspopulation zu verwenden, ist aus mehreren Gründen besonders interessant: Sie unterscheiden sich nur wenig in ihrer Humankapitalausstattung und die Mehrheit hat noch keine familiären Verpflichtungen, welche ihre Arbeitsmarktpartizipation beeinflussen

könnten. Zudem ist anzunehmen, dass Personen, die einiges in ihre Ausbildung investiert haben, auch daran interessiert sind, auf dem Arbeitsmarkt gewisse “returns on investment” zu erzielen. Trotzdem zeigen Imdorf und Hupka-Brunner (2015), dass bereits beim Berufseinstieg eine gewisse vertikale Segregation vorhanden ist (siehe auch BFS 2015). Ob sich diese deskriptiven Befunde bestätigen, wenn relevante Faktoren kontrolliert werden, wurde in der Schweiz bisher, abgesehen von einem Kurzbericht des Bundesamts für Statistik (BFS 2016), nicht untersucht (Ausnahmen sind die Arbeiten von Leemann et al. 2010; Schubert und Engelage 2010; 2011, die jedoch lediglich entweder akademische Karrieren innerhalb von Universitäten oder Karrieren von Promovierten analysierten). Die vorliegende Arbeit will diese Lücke füllen, indem sie den Arbeitsmarkteinstieg und die ersten Berufsjahre von Absolventinnen und Absolventen der Schweizer Hochschulen untersucht. Dass bereits beim Berufseinstieg Lohndifferenzen zwischen Frauen und Männern vorhanden sind, wurde durch die Analysen von Bertschy et al. (2014) deutlich. Diese können nicht vollständig mit Ausstattungsmerkmalen wie Humankapital, Berufswahl, soziodemografischen Merkmalen usw. erklärt werden. Etwa 7% bleiben unerklärt. Ein Ziel der vorliegenden Arbeit ist deshalb, diesen unerklärten Anteil genauer zu untersuchen.

Der Artikel ist wie folgt aufgebaut: In den nachfolgenden Kapiteln 2 und 3 werden einige theoretische Überlegungen gemacht und der Forschungsstand wird skizziert. Nach der Beschreibung der Daten (Kapitel 4) und der verwendeten Analysemethoden (Kapitel 5) widmet sich der Hauptteil der Arbeit den Ergebnissen (Kapitel 6). In den Schlussfolgerungen (Kapitel 7) werden die Resultate nochmals kurz zusammengefasst und mit den dargestellten Theorien und der bisherigen Forschung in Verbindung gebracht. Kapitel 8 beinhaltet einige Sensitivitätsanalysen, welche die Robustheit der gerechneten Modelle prüfen. In einem Online-Supplement<sup>1</sup> werden die detaillierten Tabellen sämtlicher Analysen, welche im Artikel keinen Platz fanden, zur Verfügung gestellt.

## 2 Theoretische Überlegungen

In den folgenden Abschnitten wird versucht theoretisch herzuleiten, ob und inwiefern arbeitsbezogene Werte erklären können, warum junge, gut ausgebildete Frauen auch heute noch seltener Führungspositionen erreichen und weniger verdienen als ihre männlichen Kollegen. Dabei werden sowohl strukturelle als auch individuelle Ansätze berücksichtigt.

Die Verteilung knapper Ressourcen unter den Mitgliedern einer Gesellschaft ist ein Kernthema der Sozialstrukturanalyse (Rössel 2009). Dabei spielt die Arbeit eine wichtige Rolle. Während es in einer industriell geprägten Gesellschaft eher um den Besitz der Produktionsmittel ging, sind heute beispielsweise das Einkommen

---

1 Verfügbar unter: <https://boris.unibe.ch/id/eprint/130635> (DOI: 10.7892/boris.130635)

oder die hierarchische Positionierung im Unternehmen zentral zur Bestimmung des gesellschaftlichen Status einer Person. In den folgenden Untersuchungen wird deshalb auf das Erwerbseinkommen und auf das Erreichen einer Führungsposition fokussiert. Bei letzterer wird eine breite Definition verwendet: Sie beinhaltet einerseits die Kontrolle über betriebliche Ressourcen und andererseits die Kontrolle über Angestellte (Smith 2002). Dazu gehören z. B. die Kompetenz, Personen anzustellen oder zu entlassen, die Beaufsichtigung von Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern, resp. die Überwachung derer Arbeit, die Mitbestimmung bei unternehmenspolitischen Entscheidungen und das Verfügen über ein Budget (siehe auch Granato 2017). Im englischsprachigen Raum wird dafür teilweise der Begriff „Job/Workplace Authority“ verwendet (Abendroth et al. 2011; Elliott und Smith 2004; Schieman et al. 2013; Smith 2002, 2012). Dieses Konzept basiert auf klassischen Theorien sozialer Ungleichheit. Es orientiert sich eng an Max Webers Herrschaftsbegriff, gemäss dessen «Herrschaft (Autorität) [...] die Chance heissen [soll], für spezifische (oder: für alle) Befehle bei einer angebbaren Gruppe von Menschen Gehorsam zu finden» (Weber 1972, 122). Weber führt weiter aus, dass zu jedem Herrschaftsverhältnis ein Minimum an Gehorchen-Wollen dazu gehört. Das heisst, eine gewisse Legitimität der Herrschaft wird vorausgesetzt. Zudem ist Herrschaft – im Gegensatz zu Macht – nicht an eine Person, sondern an eine Position gebunden, womit sich dieses Konzept zur Analyse von Führungspositionen gut eignet (Dahrendorf 1957; Weber 1972). Die empirische Sozialstrukturanalyse zeigt eindrücklich, dass Ressourcen und Positionen in der Gesellschaft sehr ungleich zwischen verschiedenen Gruppen (z. B. Frauen und Männern) verteilt sind. Um zu verstehen, wie es zu dieser ungleichen Ressourcenverteilung zwischen verschiedenen gesellschaftlichen Gruppen kommt, ist die Theorie der sozialen Schliessung (Weber 1972) hilfreich. Im Zentrum stehen gesellschaftliche oder berufliche Machtasymmetrien. Diese entstehen durch soziale Prozesse, welche Ein- und Ausschluss erzeugen. Mittels der Theorie der sozialen Schliessung sollen diese Dynamiken erklärt werden, bei denen Akteure versuchen, Macht und Ressourcen zu monopolisieren, sich also Privilegien zu sichern und andere Akteure davon auszuschliessen. Dies passiert beispielsweise durch gesetzliche Regelungen, oder mit Qualifikationsnachweisen (siehe auch Collins 2004; Parkin 2004). Das Konzept wird auch verwendet, um Geschlechterungleichheiten im Arbeitsmarkt zu erklären (Balog und Cyba 1990; Liebig 1997).<sup>2</sup> Schliessungsstrategien, die Frauen den Zugang zu bestimmten Positionen verwehren, entstehen z. B. durch homosoziale Reproduktion (Kanter 1977) oder Männernetzwerke (Jann 2008b, Kap. 6). Auch Normen, wie z. B. der Grundsatz, dass eine Führungsposition nicht in Teilzeit zu haben ist, können zum Ausschluss führen, da Frauen aufgrund der ungleichen Verteilung der Haus- und Familienarbeit öfter als Männer darauf angewiesen sind, Teilzeit arbeiten zu können (Levy 2018).

---

2 Für eine kritische Diskussion dazu, siehe Wilz (2004).

Im Gegensatz zum obigen, eher strukturellen Ansatz, nimmt die Präferenztheorie (Hakim 1998, 2000, 2002) eine individuelle Sichtweise ein und beschäftigt sich primär mit den oft konfliktbehafteten Entscheidungen zwischen Haus- und Familienarbeit auf der einen Seite und bezahlter Erwerbsarbeit auf der anderen. Ausgangspunkt der Theorie sind diverse gesellschaftliche Veränderungen, die seit Mitte des 20. Jahrhunderts die Gleichstellung zwischen den Geschlechtern vorantreiben und den Frauen zunehmend eine Wahl zwischen Familie und Erwerbsarbeit ermöglichen. Eine Kernaussage dieser Theorie, die für die vorliegenden Untersuchungen relevant ist, besagt, dass Unterschiede in den Präferenzen diesbezüglich einerseits zwischen Frauen und Männern, andererseits aber auch zwischen verschiedenen Gruppen von Frauen zu unterschiedlichem Verhalten auf dem Arbeitsmarkt und in der Folge zu ungleichen Ergebnissen führen. Hakim bildet dabei eine Klassifizierung mit drei idealtypischen Gruppen: Die familienzentrierte, deren Mitglieder Teilzeit oder wenn möglich gar nicht arbeiten, die adaptive Gruppe, welche die grösste Gruppe ist und deren Mitglieder versuchen, Beruf und Familie unter einen Hut zu kriegen, sowie die arbeitszentrierte Gruppe, in der sich Personen befinden, denen die Erwerbsarbeit wichtiger ist als die Familie und die folglich oft Vollzeit arbeiten. Gemäss der Autorin gehören lediglich etwa 20% der Frauen dem letzten Typus an, wohingegen die grosse Mehrheit der Männer dieser Gruppe zuzuordnen sei. Darin sieht Hakim den Hauptgrund für die weiterhin deutlichen Geschlechterunterschiede im Arbeitsmarkt (Hakim 2002, 436 ff.).

In eine ähnliche Richtung geht die Humankapitaltheorie (Becker 1975; Mincer und Polachek 1974), welche Präferenzen als Grundlage für rationale Kosten-Nutzen-Kalkulationen betrachtet. Das Humankapital, also die Akkumulation von Fähigkeiten, Erfahrungen und Bildung, ist gemäss dieser Theorie die Hauptdeterminante der Produktivität eines Individuums und folglich bestimmend für seine Position auf dem Arbeitsmarkt und für sein Einkommen. Investitionen ins Humankapital sind kostspielig, weshalb die rational denkenden Akteurinnen und Akteure nur so viel investieren, wie es ihren Nutzen erhöht. Die Vertreterinnen und Vertreter dieser Theorie gehen davon aus, dass Frauen Erwerbsunterbrüche antizipieren (zum Beispiel wegen Mutterschaft) und deswegen weniger in ihr Humankapital investieren als Männer (Abraham und Hinz 2005). In diesem Zusammenhang ist auch das von Becker (1965, 1981) entwickelte Konzept der "New Home Economics" zu betrachten, das die Familie als eine rational agierende Einheit auffasst, in der die innerfamiliäre Arbeit entsprechend aufgeteilt wird. Becker argumentiert, dass es rational sei, wenn sich Frauen hauptsächlich auf die Haus- und Familienarbeit konzentrieren, weil sie es sind, die die Kinder zur Welt bringen (Becker 1981, 21 ff.). Entsprechend fokussieren Männer auf die Erwerbsarbeit und das Generieren des Einkommens für den Haushalt. Ausdruck davon sind dem Autor zufolge unterschiedliche Präferenzen, was gemäss dieser Argumentationslinie die tiefere Arbeitsmarktpartizipation und in der Folge die bescheideneren Karrierechancen von Frauen erklärt. Kritik an diesen



Annahmen kommt unter anderem vonseiten der feministischen Ökonomie. Das Geschlechterverhältnis in Beckers Modell wird als zu essentialistisch angesehen, da die Frauen sich gemäss dem Autor aus biologischen Gründen auf die Hausarbeit konzentrieren würden. Ebenso scheine die Arbeitsteilung wenig rational zu sein, wenn man die stetig bessere Ausbildung der Frauen und die hohe Anzahl Ehescheidungen in Betracht ziehe (vgl. z. B. Kuiper 2010).

Zudem sollten diese Prämissen der ökonomischen Theoriebildung auf keinen Fall losgelöst von ihrem gesellschaftlichen Kontext betrachtet werden. Entgegen den neoklassischen Annahmen sind Präferenzen weder exogen noch unveränderlich<sup>3</sup> (siehe dazu: England 1993, 2003). Sie entstehen nicht im luftleeren Raum, sondern werden durch die Lebensverhältnisse, in denen sich ein Individuum befindet, geformt. Unterschiedliche Präferenzen zwischen Frauen und Männern sind demnach bedingt durch unterschiedliche Sozialisationsprozesse, stereotype Rollenvorstellungen, gesellschaftliche Normen und unterschiedliche Machtverhältnisse innerhalb der Familie oder auf dem Arbeitsmarkt (Achatz 2005; Crompton und Lyonette 2005; Marini und Fan 1997).

Dass bestimmte Vorstellungen bezüglich der Rolle von Frauen und Männern in der Gesellschaft auch einen Einfluss auf deren Werte und Präferenzen haben, zeigt auch die Rollenkongruenztheorie (Eagly und Diekmann 2006; Eagly und Karau 2002). Dieser Ansatz versucht die Untervertretung von Frauen in Führungspositionen dadurch zu erklären, dass Geschlechterrollen und Führungsrollen zwei unterschiedliche Vorurteile produzieren. Wenn also eine Person aus einer sozialen Gruppe (z. B. Männer oder Frauen) eine Rolle einnimmt, die für die Betrachterin oder den Betrachter nicht mit dieser Gruppe kompatibel ist, fördert dies eine negative Bewertung der Person. Ablehnende Vorurteile gegenüber Frauen in Führungspositionen entstehen also, weil die Rolle, welche Frauen zugeschrieben wird, tendenziell nicht mit derjenigen übereinstimmt, welche mit Führungspersonen verknüpft wird. Konkret bedeutet dies, dass Attribute, die häufiger mit Männern in Verbindung gebracht werden (zum Beispiel Durchsetzungsvermögen), mit Führungspositionen assoziiert oder als dafür nötig angesehen werden. Diese unterschiedlichen Rollenvorstellungen sind sowohl bei Männern, wie auch bei Frauen tief verankert, was mitunter ein Grund ist, weshalb sich Frauen selbst nicht in einer Führungsrolle sehen und entsprechend weniger dahingehende Aspirationen entwickeln (siehe auch Babcock und Laschever 2007; Heilman 2012).

Zusammengefasst lässt sich festhalten, dass die Ursachen für Geschlechterunterschiede auf dem Arbeitsmarkt nicht allein auf der individuellen Ebene gesucht werden können. Seien es nun Präferenzen und entsprechende Kosten-Nutzen-Kal-

3 Damit ist gemeint, dass Präferenzen ausserhalb des Marktes entstehen, d.h. dass z. B. erlangte Routinen in einem Job keinen Einfluss auf die Präferenz für oder gegen diesen Job haben. Diese Annahme vereinfacht das Modell natürlich enorm, ist jedoch kaum haltbar, wie jeder Mensch bestätigen kann, dem es aufgrund von Routine in einem anfänglich interessanten Job irgendwann langweilig geworden ist.

kulationen, die Menschen dazu bewegen, sich so oder anders zu verhalten, so sind diese immer in ihrem gesellschaftlichen Kontext zu betrachten. Präferenzen werden durch das Umfeld des Individuums und die dort herrschenden Normen sowie durch strukturelle Möglichkeiten oder Barrieren geprägt. Auch heute werden Frauen und Männern oft unterschiedliche gesellschaftliche Rollen zugeschrieben, was Vorurteile begünstigt und Menschen daran hindern kann, gewisse Positionen zu erreichen.

### 3 Forschungsstand

Untersuchungen zum Einfluss von arbeitsbezogenen Werten und anderen persönlichen Merkmalen auf Karriere-Ergebnisse unterscheiden oftmals zwischen objektivem und subjektivem Karriereerfolg: Der objektive Karriereerfolg beinhaltet Kriterien wie das Einkommen oder den hierarchischen Status in der Firma. Der subjektive hingegen fokussiert auf die Zufriedenheit einer Person mit ihrem Beruf und ihrer Karriere (Abele und Spurk 2009). Zur Frage, welchen Einfluss arbeitsbezogene Werte auf den Karriereerfolg haben und inwiefern diese Geschlechterdifferenzen erklären können, gibt es bisher unterschiedliche Erkenntnisse. Am ausführlichsten untersucht wurde die Frage in Bezug auf das Einkommen (siehe unten). In der Tendenz führen höhere Karriere-Aspirationen auch zu mehr Karriereerfolg. Abele und Spurk (2009) zeigen, dass Karriere-Aspirationen (z. B. der Anspruch, viel Geld zu verdienen und eine Stelle mit hohem Ansehen zu haben) positiv mit objektivem (Einkommen, Beförderung, hierarchischer Status) und subjektivem (u. a. Karriere- und Berufszufriedenheit) Karriereerfolg korreliert sind. Diese Erkenntnisse werden in anderen Studien mehrheitlich bestätigt (vgl. Ashby und Schoon 2010; Braakmann 2013; Grove et al. 2011). Da die vorliegende Arbeit eine sozialstrukturelle Sichtweise einnimmt, ist der subjektive Karriereerfolg für die Beantwortung der Fragestellungen nicht unmittelbar relevant und wird deshalb im Folgenden nicht weiter berücksichtigt.

Die Existenz und das Ausmass von Geschlechterunterschieden in Karriere-Aspirationen und anderen arbeitsbezogenen Werten wird in der bestehenden Forschung sehr unterschiedlich dargestellt: van der Horst et al. (2014) zeigen anhand einer Stichprobe von Eltern, dass bei Männern das berufliche Fortkommen häufiger erste Priorität hat, bei Frauen hingegen die Familie öfter an erster Stelle steht. Zu ähnlichen Ergebnissen kamen auch Chevalier (2007) und Braakmann (2013), deren Untersuchungspopulationen aus Hochschulabsolventinnen und -absolventen bestehen. In beiden Studien ist es Männern wichtiger als Frauen, eine Führungsposition zu erreichen und ein hohes Einkommen zu erzielen. Frauen legen hingegen mehr Wert darauf, Zeit mit der Familie zu verbringen. Besonders in der Untersuchung von Chevalier (2007) sind die Geschlechterunterschiede in den Karriere-Aspirationen aber relativ gering. Gemäss Anne Busch (Busch-Heizmann 2014; Busch 2013) sind bei

jungen Männern extrinsische Werte, wie viel Geld zu verdienen oder gute Beförderungsmöglichkeiten zu erhalten, höher als bei jungen Frauen. Hingegen legen beide Geschlechter gleich viel Wert darauf, genügend Zeit für familiäre Verpflichtungen zu haben. Abele und Spurk (2009), Ashby und Schoon (2010) und Grove et al. (2011) können in ihren jeweiligen Untersuchungen keine Geschlechterunterschiede in den Präferenzen für eine Karriere respektive für die Familie feststellen. Die Studie von Nilsson et al. (2017) ist in mehrfacher Hinsicht aufschlussreich: Sie zeigt, dass beiden Geschlechtern sowohl die eigene Berufstätigkeit als auch Familie und Kinder zu haben wichtig sind (den Frauen ist *beides* noch etwas wichtiger als den Männern). Dabei wird der Gegensatz berufliche Karriere *oder* Familie, auf den sich sowohl die Präferenz-Theorie von Hakim wie auch verschiedene empirische Studien stark abstützen, in Frage gestellt. Frauen und Männer wollen offensichtlich beides. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt auch Ochsenfeld (2012), der dieses dahingehend interpretiert, «dass bei Frauen berufliche und familiäre Rollenerwartungen in Konflikt treten und eine Entscheidung für die eine und gegen die andere erzwingen, während sich für Männer berufliche und familiäre Ziele eher als miteinander kombinier- und steigerbar darstellen» (Ochsenfeld 2012, 525). Zudem wird bei Nilsson et al. (2017) deutlich, dass diese Präferenzen nicht gänzlich stabil sind, sondern sich den beruflichen und familiären Umständen der Befragten anpassen. Diese Ergebnisse liefern Hinweise darauf, dass bestimmte Präferenzen in Zusammenhang mit Karriere und Familie durchaus post-hoc Rationalisierungen unterliegen können. Das bedeutet, dass Werte und Einstellungen möglicherweise der Realität angepasst werden. Personen, die keine beruflichen Erfolge erzielen, würden demnach eher angeben, ihre Prioritäten lägen beispielsweise bei der Familie (Nilsson et al. 2017). Inwiefern die festgestellten Geschlechterdifferenzen in den arbeitsbezogenen Werten auch ungleichen Karriereerfolg zwischen Frauen und Männern erklären können, war in den oben zitierten Studien meist nicht Gegenstand der Untersuchungen. Einzig die Ergebnisse von van der Horst et al. (2014) zeigen, dass die Priorität der Familie bei Frauen einen negativen Effekt auf das Einkommen hat, bei Männern hingegen einen positiven. Allerdings wurde in dieser Studie mit Querschnittsdaten gearbeitet, womit die Wahrscheinlichkeit, dass das oben genannte Problem auftritt, grösser ist als bei den Untersuchungen von Abele und Spurk (2009) und Ashby und Schoon (2010), welche zwar ein Längsschnittsdesign verwenden, aber nicht darauf fokussieren, Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg zu erklären.

Mehrere ökonometrische Studien (Braakmann 2010; Chevalier 2007; Fortin 2008; Grove et al. 2011) haben diese Frage – allerdings nur in Bezug auf das Einkommen – eingehender untersucht. Sie unterscheiden sich auch in methodischer Hinsicht von den bereits diskutierten Studien. Sie verwenden Dekompositionsmethoden, welche es erlauben festzustellen, welcher Anteil am Gender Gap durch bestimmte Faktoren, wie eben beispielsweise arbeitsbezogene Werte, erklärt werden kann. Die Untersuchungspopulationen aller vier Studien bestehen aus jungen,



gut ausgebildeten Personen (AbsolventInnen-Panels u.Ä.), die sich in diversen lohnrelevanten Merkmalen deutlich weniger unterscheiden als die Gesamtbevölkerung. Zudem verwenden alle ausser Chevalier (2007) Daten mit mindestens zwei Messzeitpunkten. Obwohl die drei Studien, verglichen mit «traditionellen» Lohnanalysen, weitere potenzielle Erklärungsfaktoren ins Modell aufnehmen, darunter die bereits diskutierten arbeitsbezogenen Werte, aber auch weitere, nicht kognitive oder psychologische Merkmale (z. B. die sogenannten “Big Five”<sup>4</sup>), bleibt bis knapp die Hälfte des Lohnunterschieds unerklärt. Der Beitrag, den die arbeitsbezogenen Werte, insbesondere die Karriere-Aspirationen, zur Erklärung leisten, variiert je nach Studie zwischen 4% (Grove et al. 2011) und 30% (Chevalier 2007).

Die Sichtung der bestehenden Forschung hat gezeigt, dass ein Zusammenhang zwischen arbeitsbezogenen Werten und der tatsächlichen Karriere der Individuen festgestellt werden kann. Entgegen den Annahmen der Präferenz- und der Humankapitaltheorie sowie des New Home Economics-Ansatzes sind die Geschlechterunterschiede in arbeitsbezogenen Werten aber eher klein oder gar nicht vorhanden. Auch inwieweit die vorhandenen Differenzen den Gender Gap im Karriereerfolg über das Einkommen hinaus erklären können, bleibt weitgehend unklar. Diese Lücken will die vorliegende Studie füllen.

## 4 Daten

Der verwendete Datensatz, die Absolventinnen- und Absolventenbefragung des Bundesamts für Statistik (BFS), gehört zu den wenigen Arbeitsmarktbefragungen in der Schweiz, die ein Längsschnittdesign aufweisen und Informationen über arbeitsbezogene Werte enthalten. Für die nachfolgenden Analysen wird ein gepoolter Datensatz der Abschlussjahrgänge 2006, 2008 und 2010 verwendet. Es handelt sich dabei um einen Paneldatensatz mit zwei Wellen: ein Jahr und fünf Jahre nach Studienabschluss. Die Befragungszeitpunkte liegen zwischen 2007 und 2015. Durchgeführt wird die Befragung alle zwei Jahre in Form einer Vollerhebung bei allen Absolventinnen und Absolventen mit Bachelor-, Diplom-, Lizenziats-, Master- und Doktoratsabschlüssen der Schweizer Universitäten, Fachhochschulen und pädagogischen Hochschulen und umfasst somit alle «Bildungsinländerinnen und -inländer», also Personen, die in der Schweiz studiert haben. Die Fragen zu den arbeitsbezogenen Werten wurden nur zum ersten Befragungszeitpunkt und nur Personen gestellt, die zu diesem Zeitpunkt – ein Jahr nach Studienabschluss – angaben, auf Stellensuche zu sein, was allerdings nicht heisst, dass sie zum besagten Zeitpunkt keine Stelle hatten. Das bedeutet, dass Personen, die zu dem Zeitpunkt keine Stelle suchten (insgesamt 19%

4 Auch Fünf-Faktoren-Modell genannt, ist ein Modell aus der Persönlichkeitspsychologie, gemäss diesem die Persönlichkeit der Menschen mittels der fünf Dimensionen Offenheit, Gewissenhaftigkeit, Extraversion, Verträglichkeit und Neurotizismus dargestellt werden kann (Costa und McCrae 1992).

der Ausgangsstichprobe), nicht in den folgenden Analysen enthalten sind. Leichte Selektivitätseffekte sind daher nicht auszuschliessen. Zwar gab eine grosse Mehrheit der Befragten an, auf Stellensuche zu sein, obwohl sie bereits eine Erwerbstätigkeit ausübte (insgesamt 74% aller Erwerbstätigen gibt an, eine andere Stelle zu suchen). Es ist jedoch anzunehmen, dass diejenigen Hochschulabgängerinnen und -abgänger, die bereits einen guten Job haben, nicht auf Stellensuche sind. Ein Vergleich zwischen Personen, die eine Stelle suchen und denjenigen, die keine Stelle suchen, zeigt, dass Stellensuchende im Mittel eher ein tieferes Einkommen aufweisen und seltener eine Vorgesetztenfunktion oder Budgetverantwortung haben. Zudem sind Frauen häufiger auf Stellensuche als Männer. Das bedeutet, dass der Gender Gap in den nachfolgenden Analysen eher unterschätzt wird (vgl. Abbildung 8 im Anhang). Weiter werden nur Personen berücksichtigt, welche an beiden Befragungswellen teilgenommen haben und zu beiden Zeitpunkten eine Erwerbstätigkeit ausübten. Nicht berücksichtigt werden alle Personen, die ein Masterstudium aufgenommen haben, da diese gar nicht zu ihrer Arbeitsmarktsituation befragt wurden. Ebenfalls ausgeschlossen werden Personen, die im Ausland arbeiten und diejenigen, die bei der Zweitbefragung das Rentenalter bereits überschritten hatten. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Ausgangsstichprobe, die ausgeschlossenen Fälle und die schliesslich verwendete Stichprobe. Die Fallzahl der Basisstichprobe beträgt 18 534 Personen, davon 8 469 Männer und 10 065 Frauen, was 54% der Ausgangsstichprobe entspricht. Ebenfalls aufgeführt sind die spezifischen Substichproben für die unterschiedlichen abhängigen Variablen, die weiter unten genauer beschrieben werden. Diese umfassen jeweils ca. 47% der Ausgangsstichprobe, was bedeutet, dass letztlich für die Analysen knapp die Hälfte der befragten Personen zur Verfügung stehen.

Als unabhängige Variablen (arbeitsbezogene Werte) und Kontrollvariablen werden Messungen der ersten Befragungswelle (ein Jahr nach Studienabschluss) verwendet. Für die abhängigen Variablen (Karriereerfolg) werden die Messungen fünf Jahre nach Abschluss berücksichtigt. Im Gegensatz zu den Datensätzen, denen nur ein Messzeitpunkt zur Verfügung steht, kann mit den Absolventinnen- und Absolventendaten das Problem von post-hoc Rationalisierungen zumindest teilweise umgangen werden. Ganz vermeiden lässt sich das Problem durch Längsschnittdaten allerdings trotzdem nicht, denn es ist nicht auszuschliessen, dass auch mögliche Diskriminierungen auf dem Arbeitsmarkt antizipiert werden und z. B. die Karriere-Aspirationen der Frauen aus diesem Grund von Anfang an tiefer sind (Blau und Kahn 2017, 839). Kontrollvariablen, die fünf Jahre nach Abschluss gemessen wurden, können ebenfalls von den arbeitsbezogenen Werten beeinflusst sein und werden deshalb nicht ins Modell aufgenommen.

Die Daten erlauben eine Analyse mehrerer Aspekte einer Führungsposition. Dazu zählt die Frage, ob die Person bei ihrer Arbeit eine Vorgesetztenfunktion innehat oder nicht, und wenn ja, wie viele Personen ihr unterstellt sind. Ein weiterer Aspekt ist die Budgetverantwortung sowie die Höhe des verwalteten Budgets. Für

Tabelle 1            Verwendete Stichprobe

Ausgangsstichprobe	N = 34 183	100%
Ausgeschlossene Fälle:		
Master aufgenommen	–5663	–16.6%
Arbeit im Ausland	–880	–2.6%
Bereits im Rentenalter	–24	–0.1%
Nicht erwerbstätig	–2636	–7.7%
Nicht auf Stellensuche	–6446	–18.9%
Basisstichprobe	N = 18534	54.2%
Substichproben der unterschiedlichen abhängigen Variablen:		
Vorgesetztenfunktion zum Zeitpunkt der Erstbefragung	–2523	–7.4%
Substichprobe Vorgesetztenfunktion und Anzahl unterstellte Personen	N = 16011	46.8%
Budgetverantwortung zum Zeitpunkt der Erstbefragung	–1872	–5.5%
Praktikant/in oder Selbständige/r zum Zeitpunkt der Zweitbefragung	–614	–1.8%
Substichprobe Budgetverantwortung und Höhe des Budgets	N = 16048	46.9%
Praktikant/in oder Selbständige/r zum Zeitpunkt der Erst- oder Zweitbefragung	–2395	–7.0%
Substichprobe Einkommenswachstum	N = 16139	47.2%

Erläuterungen zu Tabelle 1: Die Anteile der Substichproben beziehen sich immer auf die Ausgangsstichprobe. Die Fälle wurden sequenziell, entsprechend der Reihenfolge in der Tabelle ausgeschlossen.

die unterschiedlichen Operationalisierungen des Karriereerfolgs werden spezifische Sub-Samples gebildet. Um das oben genannte Problem von post-hoc Rationalisierungen soweit wie möglich zu umgehen, werden Personen, die bereits zum ersten Befragungszeitpunkt eine Vorgesetztenfunktion respektive Budgetverantwortung hatten, nicht berücksichtigt. Nebst den bereits genannten Vorteilen hat dieses Vorgehen den Nachteil, dass die Effekte der Karriere-Aspirationen etwas unterschätzt werden, da die “High-Flyers”, also die Personen, die sehr schnell die Karriere-Leiter aufsteigen, nicht berücksichtigt werden. Weiter wird der Effekt der arbeitsbezogenen Werte auf das Einkommenswachstum untersucht. Bei diesen Analysen werden Praktikantinnen und Praktikanten, Selbständige, sowie Personen, die im eigenen Familienbetrieb mitarbeiten, ausgeschlossen. Dieses Vorgehen entspricht dem Standard in der Literatur (z. B. Schmid 2016; Strub und Bannwart 2017). Das Einkommen besteht aus dem auf Vollzeit standardisierten Brutto-Jahreseinkommen sowie aus weiteren Komponenten, welche addiert werden: Einkommen aus Überstunden und Boni sowie ähnlichen Zusatzleistungen. In den Analysen wird das logarithmierte Einkommenswachstum verwendet, welches aus der Differenz zwischen den logarithmierten Einkommen ein Jahr und fünf Jahre nach Studienabschluss besteht.

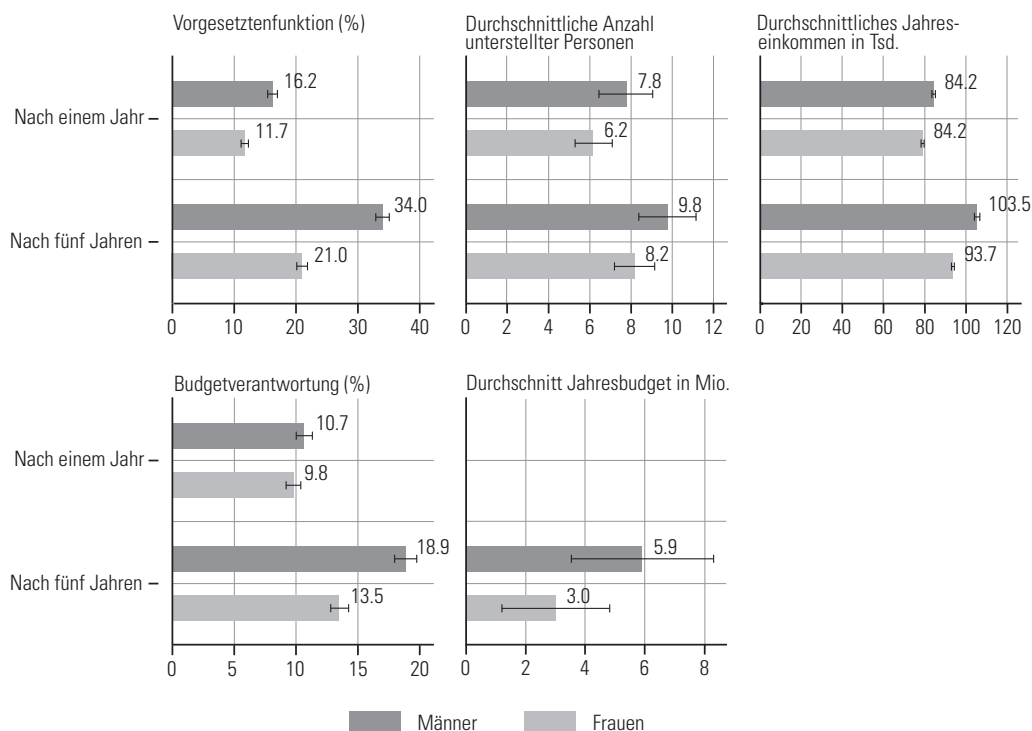
Die verwendeten Daten enthalten detaillierte Informationen zu arbeitsbezogenen Werten – d. h. zur Bedeutsamkeit des beruflichen Aufstiegs, des Einkommens

oder des Prestiges der Firma sowie zum Wert, welcher der Vereinbarkeit von Arbeit und Familie oder anderen ausserberuflichen Aktivitäten beigemessen wird. Die vollständige Liste mit den für die Analyse verwendeten arbeitsbezogenen Werten findet sich im Online-Supplement. Da die Items nicht zu einer vollständigen und geprüften Skala gehören, wurde theoriegeleitet entschieden, welche Items für die Analysen berücksichtigt werden sollen. Eine zusätzliche, nicht inhaltliche Einschränkung besteht darin, dass nur Variablen verwendet werden können, die in allen drei Abschlussjahren vorkommen. Die Frage wurde folgendermassen gestellt: «Wie wichtig sind Ihnen folgende Aspekte bei der Stellensuche?» Die Antwortskala reicht von 1 «überhaupt nicht wichtig» bis 5 «sehr wichtig». Insgesamt werden aus 15 Items die folgenden drei additiven Indizes gebildet: «Karriere-Aspirationen» (beinhaltet Items zur extrinsischen Arbeitsmotivation), «Work-Life-Balance» (Items zur Vereinbarkeit von Beruf und Familie sowie anderen Lebensbereichen und zu Leistungsdruck) und «sinnvolle Arbeit» (Beispiele dafür sind eine mit den eigenen Überzeugungen übereinstimmende Arbeit zu haben oder sich weiterbilden zu können). Der dritte Index wird lediglich als Kontrollvariable verwendet. Die Zusammenfassung der Items wird zusätzlich mittels einer Hauptkomponentenanalyse statistisch geprüft. Diese ergibt, dass sowohl die gewählte Lösung mit drei Komponenten, wie auch eine mit vier möglich gewesen wären (schiefwinkliger Rotation, Kaiser-Meyer-Olkin Mass 0.74 und Cronbach's Alpha jeweils über 0.68, die Tabelle dazu befindet sich im Online-Supplement). Bei vier Komponenten wären die Items, die sich auf die fachliche Weiterentwicklung beziehen, nicht in die Gruppe der «sinnvollen Arbeit» aufgenommen, sondern separat behandelt worden. Da es sich um Kontrollvariablen handelt und es nicht der Fokus der vorliegenden Analysen ist, kann die Version mit drei Komponenten gut gerechtfertigt werden (vgl. Wolff und Bacher 2010). Die additiven Indizes werden zudem so standardisiert, dass alle Werte zwischen 0 und 1 liegen. Dies vereinfacht die Interpretation der Resultate: Die Koeffizienten können nun gleich wie bei binären unabhängigen Variablen betrachtet werden, bei den Marginaleffekten z. B. als prozentuale Veränderung von minimalen zu maximalen Karriere-Aspirationen.

Die Aufnahme von Kontrollvariablen erfolgt literaturgestützt. Wie im theoretischen Teil diskutiert, ist zu erwarten, dass die Humankapitalausstattung einen entscheidenden Einfluss auf den Karriereerfolg hat. Berücksichtigt werden dabei die Studienfachwahl, absolvierte Weiterbildungen und vorgängige Berufserfahrung. Ebenfalls eine Rolle spielen Job-Charakteristika, wie ausgeübter Beruf und die berufliche Stellung, sowie bspw. die Unternehmensgrösse, Branche oder Region (vgl. z. B. Blau und Kahn 2016; Strub und Bannwart 2017). Die vollständige Liste findet sich im Online-Supplement.

Die deskriptiven Analysen weisen für alle verwendeten Variablen Mittelwerte (respektive Anteile) und Standardabweichungen getrennt nach Geschlecht aus. Ebenfalls vermerkt ist die Mittelwertdifferenz, deren Standardfehler und die Informa-

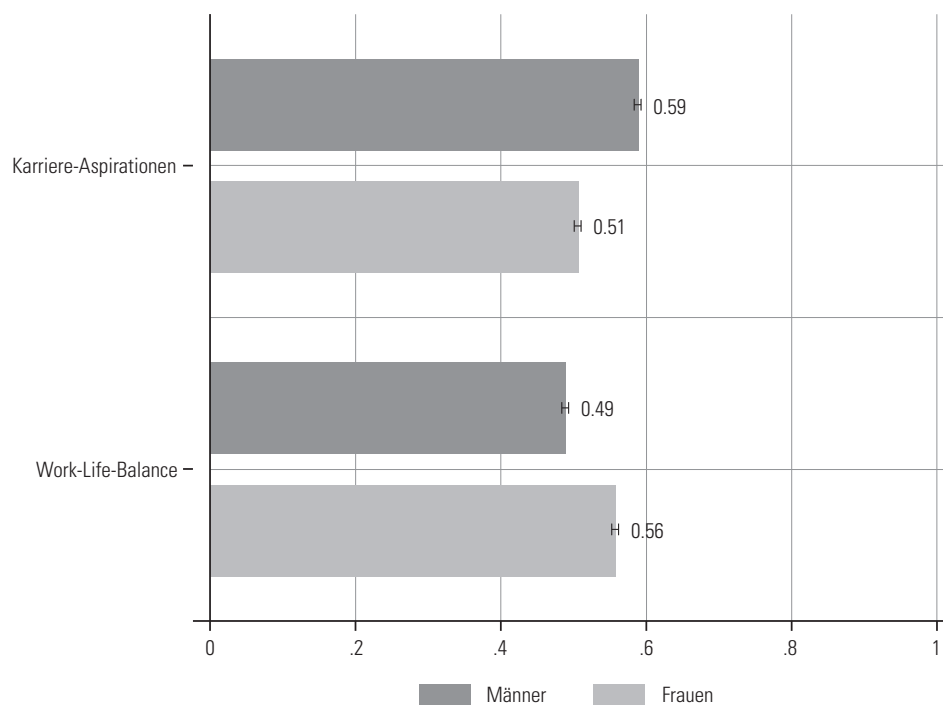
Abbildung 1 Verteilung der abhängigen Variablen nach Geschlecht



Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

tion, ob sich die Differenz signifikant zwischen Frauen und Männern unterscheidet (vgl. Online-Supplement). Abbildung 1 zeigt, dass sich die berufliche Karriere der Hochschulabgängerinnen und -abgänger in den ersten Jahren nach dem Studium entwickelt und sie fünf Jahre nach Abschluss häufiger eine Vorgesetztenfunktion innehaben, mehr Geld verdienen und öfter über Budgetverantwortung verfügen als ein Jahr nach Abschluss. Die Höhe des Budgets wird hier nur fünf Jahre nach Abschluss ausgewiesen, da es ein Jahr nach Abschluss nur in sehr groben Kategorien abgefragt wurde, was einen Vergleich erschweren würde. Männer haben in allen untersuchten Aspekten sowohl ein Jahr wie auch fünf Jahre nach Abschluss höhere Werte als Frauen. Während ein Jahr nach Abschluss 16% der Männer bereits Vorgesetzte sind, trifft dies nur auf 12% der Frauen zu. Vier Jahre später sind es 34% der Männer und 21% der Frauen. Der Gender Gap wächst also über die Zeit von 4 auf 13 Prozentpunkte. Männer leiten mit durchschnittlich knapp 8–10 Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern auch etwas grössere Teams als Frauen, welche im Mittel 6–8 Angestellte unter sich haben. Budgetverantwortung kommt bei beiden Geschlechtern etwas seltener vor als Führungsverantwortung: 11% der Männer resp. 10% der Frauen verfügen ein Jahr nach Abschluss über ein Budget, fünf Jahre danach sind es 19% der Männer und 14% der Frauen. Die verwalteten Budgets der Männer sind mit durchschnittlich 5.8 Mio. CHF im Jahr deutlich grösser als diejenigen der Frauen, welche im Schnitt

Abbildung 2 Arbeitsbezogene Werte nach Geschlecht



Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

2.9 Mio. CHF betragen, was de facto bedeutet, dass Männer auch einen grösseren Einfluss auf die Unternehmensgestaltung haben. Ein Jahr nach Abschluss verdienen Männer durchschnittlich 84 185.– CHF pro Jahr und Frauen 78 795.– CHF. Fünf Jahre nach Abschluss beträgt das Einkommen der Männer 105 764.– CHF und das der Frauen 93 930.– CHF. Die Differenz vergrössert sich also in vier Jahren um 5 Prozentpunkte, von 6 auf 11 Prozent.

Auch bei den arbeitsbezogenen Werten finden sich Geschlechterunterschiede (Abbildung 2): Männer haben etwas höhere Karriere-Aspirationen als Frauen (0.59 vs. 0.51, auf einer Skala zwischen 0 und 1), während den Frauen die Work-Life-Balance mit 0.56 leicht wichtiger ist als den Männern (0.49).

## 5 Methodisches Vorgehen

Zur Beantwortung der Forschungsfrage werden verschiedene multivariate Regressionsmodelle gerechnet. Die abhängigen Variablen «Vorgesetztenfunktion» und «Budgetverantwortung» sind binär codiert (ja/nein), weshalb logistische Regressionen zur Anwendung kommen (Long 1997). Da Logit-Koeffizienten oder Odds-Ratios nicht ganz einfach zu interpretieren und zwischen unterschiedlichen Modellen nur bedingt miteinander vergleichbar sind, werden die Resultate in Form



von durchschnittlichen Marginaleffekten dargestellt und können als Veränderung in Prozentpunkten interpretiert werden (vgl. Mood 2010). Die beiden Variablen «Anzahl unterstellte Personen» und «Höhe des Budgets» betreffen nur die Personen, die überhaupt eine Vorgesetztenfunktion respektive Budgetverantwortung haben. Allerdings betrifft dies einen selektiven, also nicht zufälligen Teil des Samples, was bei den Analysen entsprechend berücksichtigt werden muss. Um dieser Selektivität Rechnung zu tragen, werden entsprechende Regressionsmodelle verwendet: Personen, die eine Vorgesetztenfunktion haben, leiten im Schnitt eher kleine Teams mit rund 6–7 Mitarbeiterinnen oder Mitarbeitern, weshalb für diese Variable eine Zähldatenregression, genauer ein Zero-truncated Binomialmodell berechnet wird. Die Höhe des verwalteten Budgets wird logarithmiert und anhand einer gestutzten Regression ausgewertet (Breen 1996). Das Einkommenswachstum wird ebenfalls logarithmiert. Diese Regressionskoeffizienten können deshalb approximativ als Prozenteffekte interpretiert werden.

Die unterschiedlichen Regressionsmodelle werden jeweils in einem mehrstufigen Verfahren geschätzt. Zuerst wird der bivariate Zusammenhang zwischen Karriere-Aspirationen resp. Präferenz für eine gute Work-Life-Balance und den verschiedenen Indikatoren für Karriereerfolg geprüft. Danach werden sukzessive Humankapitalvariablen, Job-Charakteristika und zuletzt soziodemografische Merkmale hinzugefügt. Diese Modelle werden jeweils für Frauen und Männer getrennt geschätzt, womit sichtbar wird, ob die arbeitsbezogenen Werte für beide Geschlechter den gleichen Effekt haben.

In einem weiteren Schritt wird geprüft, welche Faktoren den Gender Gap möglicherweise erklären können. Mit einer Dekomposition wird der Geschlechterunterschied in einer kontrafaktischen Art zerlegt. Dabei wird die Differenz in einen durch Unterschiede in der Ausstattung (z. B. Ausbildung, Berufserfahrung oder Karriere-Aspirationen) erklärten Anteil und einen unerklärten Anteil aufgeteilt (vgl. Fortin et al. 2011; Jann 2008a). Die Methode ist seit den wegweisenden Arbeiten von Oaxaca (1973) und Blinder (1973) in der Ökonometrie und weiteren Disziplinen sehr verbreitet, wurde jedoch zuvor in ähnlicher Form bereits in der Demografie oder der Epidemiologie (Das Gupta 1978; Kitagawa 1955) angewendet. Die nachfolgenden Zerlegungen werden jeweils sowohl mit den Frauenkoeffizienten, als auch mit denjenigen der Männer durchgeführt. Die Resultate unterscheiden sich, je nach eingenommener Perspektive. Welche Koeffizienten verwendet werden sollten, hängt davon ab, welche Beförderungs- bzw. Lohnstruktur als nicht diskriminierend angenommen wird, diejenige der Frauen oder die der Männer. Die Frage ist also: Verdienen Männer ungerechtfertigt zu viel und werden zu oft befördert, oder ist das Einkommen der Frauen zu Unrecht zu tief und sie werden zu selten befördert? Werden die Frauenkoeffizienten verwendet, fragt man, wie viel häufiger Frauen in einer Führungsposition wären oder wie viel mehr sie verdienen würden, wenn sie die gleichen Charakteristika (z. B. Berufserfahrung) aufwiesen wie die Männer,

aber nach wie vor wie Frauen befördert bzw. bezahlt würden. Dies ist gleichbedeutend mit der Frage, wie viel tiefer das Einkommen der Männer wäre, wenn ihre Charakteristika gleich entlohnt würden wie diejenigen der Frauen. Werden die Männerkoeffizienten verwendet, stellen sich die Fragen in umgekehrter Richtung: Wie viel tiefer wäre das Einkommen der Männer, wenn sie die gleiche Ausstattung hätten wie die Frauen? Wie viel höher wäre das Einkommen der Frauen, wenn sie gleich bezahlt würden wie die Männer?

Für sämtliche Analysen wird die vom Bundesamt für Statistik mitgelieferte GewichtungsvARIABLE verwendet.

## 6 Ergebnisse

Dass Männer karriereorientierter als Frauen seien und deshalb auch häufiger Karriere machen würden, ist eine weit verbreitete Meinung. Oft folgt daraus der Schluss, dass es keinen Gender Gap in Führungspositionen gäbe und Einkommensunterschiede sich in Luft auflösen würden, wenn Frauen nur genauso karriereorientiert wären wie die Männer. Erreichen Männer nun öfter eine Führungsposition, weil sie karriereorientierter sind als Frauen? Und was ist mit den karriereorientierten Frauen? Haben diese die gleichen Chancen wie die Männer? Für die verschiedenen Aspekte von Karriereerfolg, nämlich eine Vorgesetztenfunktion oder Budgetverantwortung zu haben respektive ein Einkommenswachstum aufzuweisen, werden in einem ersten Schritt nach Geschlecht getrennt jeweils mehrere Modelle schrittweise berechnet. Die ersten beiden Modelle zeigen den Effekt der Karriere-Aspirationen und der Präferenz für eine gute Work-Life-Balance jeweils ohne Kontrollvariablen. Im Modell 3 werden der dritte Index der arbeitsbezogenen Werte, die Präferenz für eine sinnvolle Arbeit, sowie Humankapitalvariablen hinzugefügt. Modell 4 enthält zusätzliche Variablen, welche die Position auf dem Arbeitsmarkt genauer beschreiben (in der Folge Job-Charakteristika genannt). Dazu gehören z. B. der Beschäftigungsgrad, die Branche, die Unternehmensgrösse oder die geografische Region, in der die Person arbeitet. Im 5. Modell werden soziodemografische Merkmale hinzugefügt.

### 6.1 Effekte der arbeitsbezogenen Werte

Sämtliche Modelle werden für alle fünf abhängigen Variablen in Tabelle 2 (im Anhang) zusammengefasst.

Abbildung 3 stellt zudem den Effekt der arbeitsbezogenen Werte grafisch dar. Die detaillierten Tabellen (mit Auflistung aller Kontrollvariablen) sind ebenfalls im Online-Supplement verfügbar.

Je höher die Karriere-Aspirationen von Personen sind, die zum ersten Befragungszeitpunkt noch keine Vorgesetztenfunktion hatten, desto höher ist auch die Wahrscheinlichkeit, dass sie vier Jahre später eine haben. Dieser bivariate Zusam-



menhang bleibt bestehen, wenn weitere Variablen ins Modell aufgenommen werden, reduziert sich aber deutlich. Unter Kontrolle von Humankapital, Job-Charakteristika und soziodemografischen Merkmalen haben Männer mit maximalen Karriere-Aspirationen gegenüber Männern mit minimalen Karriere-Aspirationen eine um 14.9% höhere Wahrscheinlichkeit, eine Vorgesetztenfunktion zu erreichen. Bei den Frauen beträgt die Differenz etwas mehr als die Hälfte, nämlich 8%. Karriere-Aspirationen haben also bei ambitionierten Männern einen deutlich stärker positiven Effekt als bei ebenso karriereorientierten Frauen. Ist einmal eine Vorgesetztenfunktion erreicht, haben Karriere-Aspirationen keinen signifikanten Einfluss mehr auf die Anzahl der unterstellten Personen.

Personen mit hohen Karriere-Aspirationen haben nicht nur öfter eine Vorgesetztenfunktion als Personen mit tiefen Karriere-Aspirationen, sie haben auch öfter Budgetverantwortung. Ohne weitere Kontrollvariablen haben Frauen und Männer mit maximalen Karriere-Aspirationen, die ein Jahr nach Studienabschluss noch keine Budgetverantwortung hatten jeweils eine etwa 5 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit fünf Jahre danach Verantwortung über ein Budget zu haben als Personen mit minimalen Karriere-Aspirationen. Werden die Kontrollvariablen ins Modell aufgenommen, reduziert sich der Effekt leicht um etwa einen Prozentpunkt und ist (knapp) nicht mehr signifikant. Karriere-Aspirationen verhelfen nicht nur zur Verantwortung über ein Budget, sondern haben auch einen Einfluss auf dessen Höhe. Das bedeutet, dass Personen mit ausgeprägten Karriere-Aspirationen grössere Budgets verwalten als solche mit tieferen Karriere-Aspirationen. Der positive Einfluss von hohen Karriere-Aspirationen ist ohne Kontrollvariablen bei den Frauen etwas stärker als bei den Männern. Unter Kontrolle von Humankapital, Job-Charakteristika und soziodemografischen Merkmalen ist es umgekehrt: Männer mit hohen Karriere-Aspirationen haben ein um 93% höheres Budget als diejenigen ohne grosse Ambitionen. Bei den Frauen beträgt die Differenz 53% und ist nicht mehr signifikant.

Die Aussage, dass Personen, die Karriere machen und viel Geld verdienen wollen, dies auch tun können, trifft auf Männer viel stärker zu als auf Frauen: Ohne Kontrolle von weiteren Einflussfaktoren führen hohe Karriere-Aspirationen bei Männern zu einem um 14 % grösserem Lohnwachstum als tiefe. Frauen mit ebenso hohen Ambitionen haben lediglich ein um 9.6% grösseres Lohnwachstum als diejenigen mit tiefen Ambitionen. Bei den Männern reduziert sich der Effekt unter Hinzunahme von Kontrollvariablen auf ca. 4.5% und bleibt signifikant. Bei den Frauen hingegen sieht die Situation anders aus: Unter Hinzunahme von Humankapitalvariablen reduziert sich der Effekt auf 5.4%. Werden Job-Charakteristika ebenfalls ins Modell aufgenommen, verschwindet er komplett. Werden also Beruf, Branche, Stellung im Betrieb usw. berücksichtigt, haben Karriere-Aspirationen für Frauen keinen Einfluss mehr auf ihren Einkommenszuwachs.

Erwartungsgemäss hat eine starke Präferenz für eine gute Work-Life-Balance einen gegenteiligen Effekt: Je wichtiger diese einer Person ist, desto seltener macht

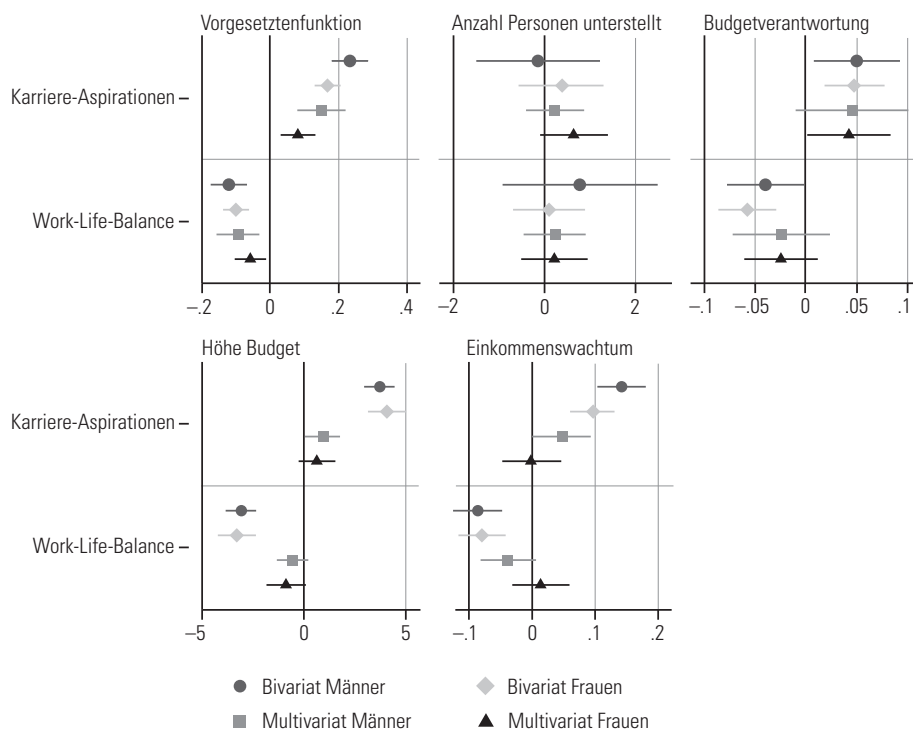
sie Karriere. Die Wahrscheinlichkeit, eine Vorgesetztenfunktion innezuhaben, ist bei Männern und Frauen deutlich geringer, wenn ihnen die Vereinbarkeit von Beruf und anderen Lebensbereichen, wie z. B. der Familie, wichtig ist. Bei den Männern ist der negative Effekt sogar etwas stärker: –12 Prozentpunkte im bivariaten Modell und –9.5 Prozentpunkte im Modell mit sämtlichen Kontrollvariablen. Bei den Frauen beträgt der bivariate Wert –10 Prozentpunkte. Dieser reduziert sich deutlicher als bei den Männern auf –6 Prozentpunkte im vollständigen Modell. Wie viele Personen jemandem unterstellt sind, scheint nicht von der Präferenz für eine gute Work-Life-Balance abzuhängen. Wie bereits bei den Karriere-Aspirationen, sind die Effekte weder für Frauen noch für Männer signifikant.

Ein negativer Zusammenhang besteht hingegen auch zwischen der Wahrscheinlichkeit, Verantwortung für ein Budget zu tragen, und der Präferenz für eine gute Work-Life-Balance. Im bivariaten Modell beträgt der Effekt bei den Männern –4.2 Prozentpunkte, bei den Frauen ist er mit –4.8 Prozentpunkten etwas stärker. Werden alle Kontrollvariablen ins Modell aufgenommen, reduziert er sich bei beiden Geschlechtern auf gut 2 Prozentpunkte und ist nicht mehr signifikant. Gleiches gilt auch für die Höhe des verwalteten Budgets: Im bivariaten Modell ist der Effekt der Work-Life-Balance für Frauen etwas stärker negativ und bei beiden Geschlechtern signifikant. Der Effekt verringert sich deutlich, wenn die Humankapitalvariablen hinzugefügt werden. Die Modelle mit Job-Charakteristika und soziodemografischen Faktoren weisen nochmals einen deutlich geringeren Effekt aus und sind für beide Geschlechter nicht mehr signifikant.

Personen, denen eine gute Work-Life-Balance wichtig ist, erzielen in den fünf Jahren nach Studienabschluss einen geringeren Lohnzuwachs als diejenigen, die wenig Wert auf die Vereinbarkeit von Job und anderen Lebensbereichen legen. Werden keine weiteren Einflussfaktoren beachtet, ist dieser Effekt für Frauen mit –7.9% etwas schwächer negativ als für Männer mit –8.6%. Werden weitere Kontrollvariablen aufgenommen, verschwindet der Effekt allerdings bei beiden Geschlechtern.

Die Analysen haben gezeigt, dass insbesondere hohe Karriere-Aspirationen einen positiven Effekt auf die tatsächlich realisierte Karriere haben. Umgekehrt hat die Wichtigkeit einer guten Work-Life-Balance einen negativen, wenn auch weniger deutlichen Effekt auf die tatsächliche Karriere. Diese Befunde gelten mehrheitlich für Frauen und Männer. Allerdings ist der positive Effekt von Karriere-Aspirationen auf die Wahrscheinlichkeit, eine Vorgesetztenfunktion zu besetzen oder ein grösseres Einkommenswachstum zu generieren, für Männer fast doppelt so gross wie für Frauen. Es scheint also, dass sich hohe Karriere-Aspirationen bei Männern eher auszahlen als bei Frauen. Unklar ist bisher allerdings, in welchem Ausmass die unterschiedlichen arbeitsbezogenen Werte zwischen Frauen und Männern auch den Gender Gap im Karriereerfolg erklären können. Diese Frage wird im nächsten Abschnitt untersucht.

Abbildung 3 Effekte der arbeitsbezogenen Werte auf den Karriereerfolg



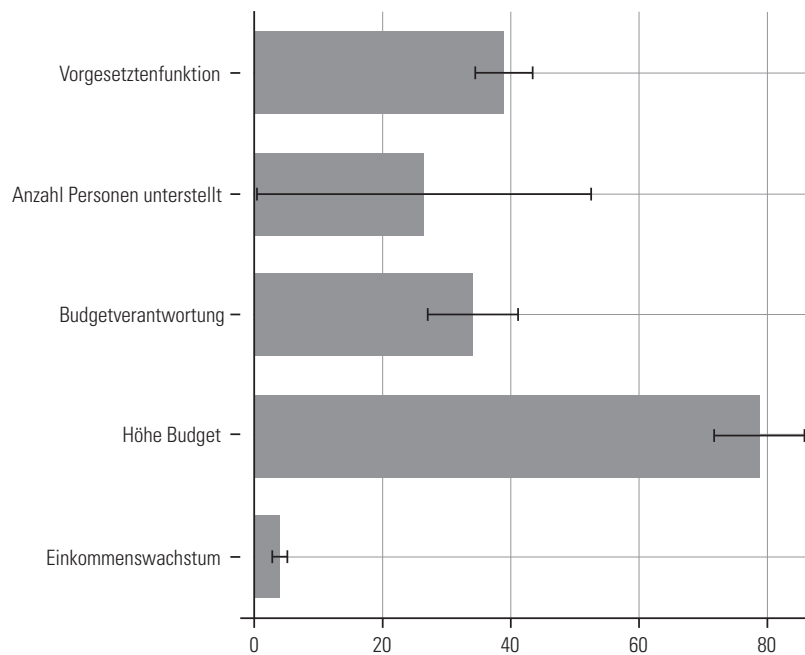
Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

## 6.2 Gender Gap

Frauen und Männer unterscheiden sich in allen Aspekten des Karriereerfolgs. Männer besetzen häufiger Vorgesetztenfunktionen, leiten grössere Teams, haben öfter Budgetverantwortung sowie ein grösseres Budget, und ihr Einkommen wächst schneller. In Abbildung 4 wird der Gender Gap in Prozent dargestellt. Frauen haben um knapp 40% seltener eine Vorgesetztenfunktion, leiten um 26% kleinere Teams, haben 34% weniger oft die Verantwortung für ein Budget, und wenn sie eines verwalten, ist es um fast 80% kleiner als das der Männer. Zudem fällt ihr Lohnzuwachs 4% tiefer aus. Wie weit diese Differenzen durch Unterschiede in den arbeitsbezogenen Werten, dem Humankapital, den Job-Charakteristika oder soziodemografischen Merkmalen erklärt werden können und wie viel des Gaps unerklärt bleibt, zeigen die nachfolgenden Analysen.

Mit der Oaxaca-Blinder-Zerlegung wird berechnet, welche Variablengruppen wieviel Erklärungskraft für den tieferen Karriereerfolg der Frauen haben und wieviel des Gaps unerklärt bleibt. Der Geschlechterunterschied wird in einen erklärten Anteil (Ausstattungsseffekt) und einen unerklärten Anteil (manchmal Diskriminierungseffekt genannt) aufgeteilt. Zur Ausstattung gehören das Humankapital, die Job-Charakteristika und die soziodemografischen Merkmale mit sämtlichen, bereits in den Regressionsmodellen verwendeten Variablen. Diese Analysen werden für alle

Abbildung 4 Geschlechterunterschied in Prozent

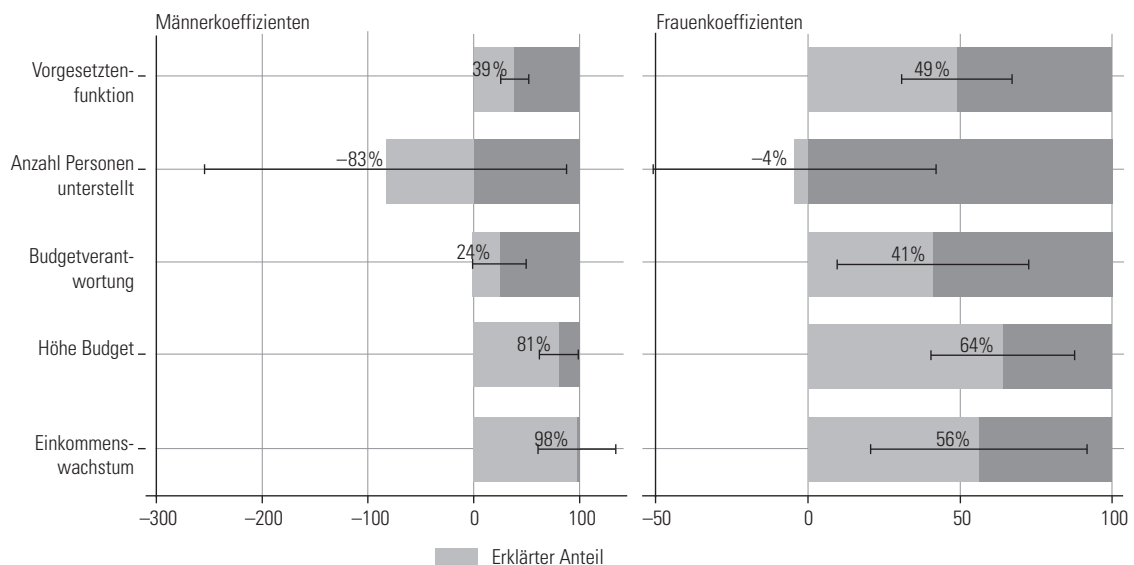


Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

fünf abhängigen Variablen durchgeführt. Abbildung 5 gibt eine Übersicht, sowohl für die Frauen- als auch für die Männerkoeffizienten. Obwohl immer dieselben Modelle gerechnet werden, welche der gleichen theoretischen Logik folgen, fallen die Ergebnisse der verschiedenen Aspekte des Karriereerfolgs unterschiedlich aus. Sämtliche Ergebnisse befinden sich zudem in den Tabellen 5 und 6 im Anhang sowie im Online-Supplement.

Werden die Frauenkoeffizienten verwendet, kann die Hälfte des Geschlechterunterschieds bei den Vorgesetztenfunktionen erklärt werden. Das heisst, Frauen wären um 49% öfter Vorgesetzte, wenn sie gleiche Charakteristika aufweisen würden wie die Männer. Die Berechnung mit den Männerkoeffizienten ergibt einen erklärten Anteil von 39%. Der unerklärte Anteil von 61% bedeutet, dass der Unterschied zu den Männern um 61% geringer wäre, wenn ihre Ausstattung gleich bewertet würde wie die der Männer. Die Differenz bei der Anzahl der unterstellten Personen kann insgesamt nicht mit Unterschieden in der Ausstattung zwischen Frauen und Männern erklärt werden. Der negative Wert von -4% bedeutet, dass Frauen, wenn sie die gleichen Charakteristika aufweisen würden wie die Männer, sogar noch etwas grössere Teams leiten würden. Unterschiede bei der Budgetverantwortung können zu 41% auf die unterschiedliche Ausstattung zwischen Frauen und Männern zurückgeführt werden, wenn die Frauenkoeffizienten verwendet werden. Werden hingegen die Männerkoeffizienten verwendet, beträgt der erklärte Anteil lediglich 24%. Umgekehrt ist es bei der Höhe der verwalteten Budgets: Unter Verwendung der

Abbildung 5 Dekomposition des Geschlechterunterschieds



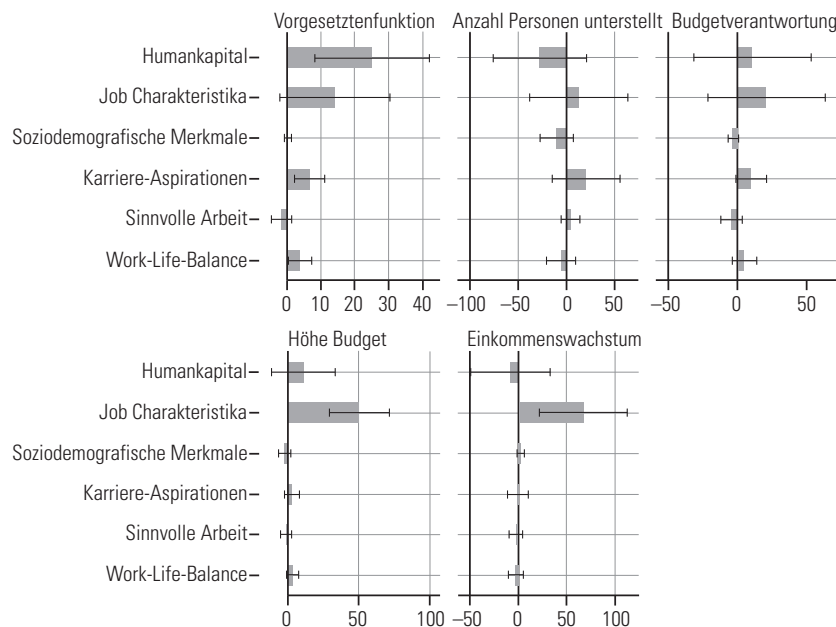
Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

Frauenkoeffizienten können 64% des Geschlechterunterschieds erklärt werden, mit den Männerkoeffizienten beträgt der erklärte Anteil 81%. Der tiefere Einkommenszuwachs der Frauen kann bei der Berechnung mit ihren Koeffizienten zu 56% mit unterschiedlichen Charakteristika erklärt werden. Werden die Männerkoeffizienten verwendet, beträgt der erklärte Anteil hingegen 98%. Diese Differenz des erklärten Anteils bedeutet, dass die Eigenschaften, von denen Männer mehr besitzen, für sie auch besonders ertragreich sind. Die detaillierte Zerlegung wird Aufschluss darüber geben, welche Eigenschaften hier besonders relevant sind.

Im Weiteren wird nun der Frage nachgegangen, wie viel des Gender Gaps auf Unterschiede in arbeitsbezogenen Werten zurückzuführen ist. In Abbildung 6 sind die Berechnungen mit den Frauenkoeffizienten dargestellt; Abbildung 7 zeigt die detaillierte Zerlegung anhand der Männerkoeffizienten. Bei der Interpretation der nachfolgenden Ergebnisse sollte beachtet werden, dass einige der Koeffizienten der detaillierten Zerlegungen nicht signifikant von null verschieden sind.

Ungleiche Karriere-Aspirationen zwischen Frauen und Männern erklären bis zu 20% des Geschlechterunterschieds im Karriereerfolg. Hätten Frauen die gleich hohen Karriere-Aspirationen wie Männer, wäre die Differenz bei den Vorgesetztenfunktionen um 6.7% tiefer, bei der Anzahl der unterstellten Personen, sogar 20% und bei der Budgetverantwortung 10%. Höhere Karriere-Aspirationen würden ihnen hingegen kaum zu einem grösseren Einkommenszuwachs verhelfen. Der Erklärungsbeitrag der Karriere-Aspirationen ist etwas grösser, wenn die Männer-

Abbildung 6 Detaillierte Dekomposition des Geschlechterunterschieds  
Frauenkoeffizienten



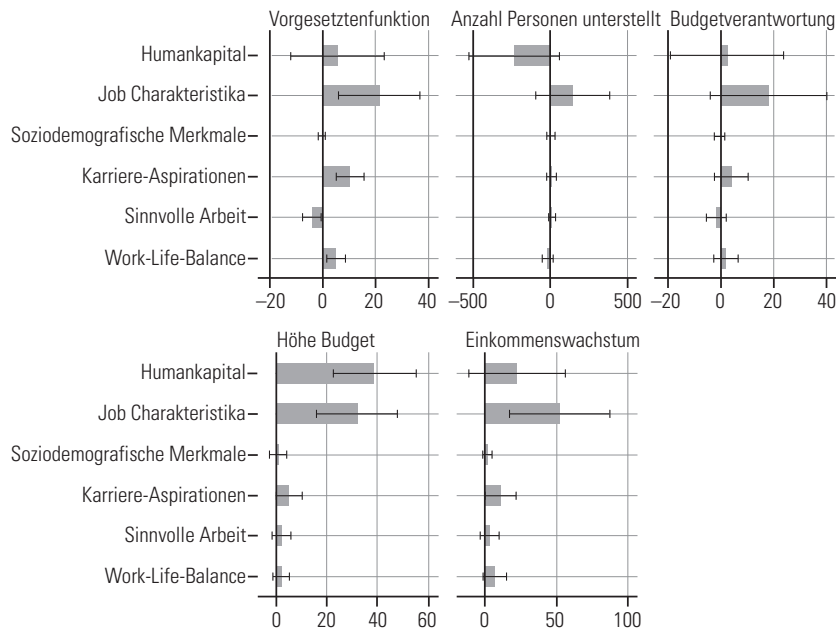
Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

koeffizienten verwendet werden. Dies zeigt sich insbesondere beim Lohnwachstum: Hätten Männer gleich hohe Karriere-Aspirationen wie Frauen, würde ihr Einkommenszuwachs um rund 11% tiefer ausfallen. Das bedeutet schlicht, dass Männer und Frauen mit gleichen Ambitionen ungleiche Erfolgswahrscheinlichkeiten haben.

Der Beitrag der unterschiedlichen Präferenzen bezüglich Work-Life-Balance ist deutlich geringer und liegt im tiefen einstelligen Prozentbereich. Hätten die Frauen diesbezüglich die gleichen Neigungen wie die Männer, erreichten sie beispielsweise 4% häufiger eine Vorgesetztenfunktion oder 5% häufiger Budgetverantwortung. Werden die Männerkoeffizienten verwendet, erklären unterschiedliche Präferenzen betreffend die Work-Life-Balance knapp 7% der Differenz beim Einkommenswachstum. Zur Differenz der anderen Aspekte des Karriereerfolgs ist die Erklärungskraft der Männerkoeffizienten in etwa gleich oder tiefer, als die der Frauenkoeffizienten.

Insgesamt tragen Humankapital und Job-Charakteristika deutlich mehr zur Erklärung der Geschlechterunterschiede bei als die arbeitsbezogenen Werte. Hätten die Frauen die gleiche Humankapitalausstattung wie die Männer, erreichten sie 25% häufiger eine Vorgesetztenfunktion und 11% häufiger Budgetverantwortung. Hingegen wäre ihr Einkommenswachstum um 8% geringer, wenn sie gleich ausgebildet wären wie die Männer. Diese Ergebnisse zeigen zweierlei: Einerseits sind nicht exakt die gleichen Eigenschaften für die verschiedenen Aspekte des Karriereerfolgs relevant und andererseits gibt es Eigenschaften, bei denen die Frauen im Prinzip im Vorteil sind und womit der Geschlechterunterschied grösser ausfallen würde,

Abbildung 7      Detaillierte Dekomposition des Geschlechterunterschieds  
Männerkoeffizienten



Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)

wenn sich Frauen und Männer darin nicht unterscheiden würden. Dies wird durch die negativen Werte angezeigt. Ein Beispiel dafür wäre die Ausbildung: Inzwischen haben Frauen oft eine etwas bessere Ausbildung als Männer, was zu einem höheren Lohn führen sollte. Wird dieser Vorteil nun beseitigt, wäre der Lohnunterschied folglich noch grösser.

Da die untersuchte Population aus Hochschulabsolventinnen und -absolventen besteht, ist der starke Erklärungsgehalt von Humankapital und Job-Charakteristika vermutlich hauptsächlich auf die unterschiedliche Studienfach- und Berufswahl von Frauen und Männern zurückzuführen (vgl. auch Buchmann und Charles 2002; Charles 2005; Charles und Grusky 2004; Dini 2010; England 1992). So arbeiten Frauen deutlich häufiger in Berufen und Branchen, die vergleichsweise geringe Aufstiegschancen und weniger Lohnwachstum bieten (beispielsweise im Bildungsbereich oder in der Pflege).

Geschlechterunterschiede in den arbeitsbezogenen Werten können den geringeren Karriereerfolg der Frauen gegenüber den Männern also nur zu einem relativ kleinen Teil erklären. Dass Frauen in Führungspositionen untervertreten sind, kann demzufolge nicht allein daran liegen, dass Frauen weniger Interesse am beruflichen Fortkommen haben. Weit mehr Erklärungskraft haben die Humankapitalausstattung und die Job-Charakteristika. Trotz sehr detaillierter Modelle bleibt jedoch ein beträchtlicher Anteil der Geschlechterdifferenzen unerklärt.



## 7 Schlussfolgerungen

Die vorliegende Untersuchung hat für die Schweiz gleich mehrere neue Erkenntnisse generiert. Diese stimmen weitgehend mit Erkenntnissen aus anderen Ländern überein. Sie zeigen erstens, dass das Arbeitsmarktsegment, in dem junge Studienabgängerinnen und -abgänger beschäftigt sind, zumindest teilweise nach meritokratischen Prinzipien<sup>5</sup> zu funktionieren scheint: Wer hohe Karriere-Aspirationen hat, macht auch eher Karriere. Dies gilt für alle untersuchten Bereiche: Vorgesetztenfunktion, Budgetverantwortung und das Einkommenswachstum. In etwas geringerem Ausmass gilt auch das Umgekehrte: Wer besonderen Wert auf eine gute Work-Life-Balance legt, macht seltener Karriere. Zweitens wurde bestätigt, dass unter Hochschulabsolventinnen und -absolventen gewisse, wenn auch nicht viele, Geschlechterunterschiede in den genannten arbeitsbezogenen Werten bestehen. Männer haben in der Tendenz etwas höhere Karriere-Aspirationen als Frauen und legen eher weniger Wert auf eine gute Work-Life-Balance. Dies erklärt den grösseren Karriereerfolg der Männer aber nur zu einem geringen Anteil. Das immer wieder gehörte Argument, Frauen hätten kein Interesse an einer Karriere und seien deswegen seltener in der Führungsetage anzutreffen oder würden darum weniger verdienen, bestätigt sich zumindest bei jungen, gut gebildeten Frauen nur bedingt. Denn es zeigt sich auch, dass hohe Karriere-Aspirationen den Frauen generell deutlich weniger helfen als den Männern. Ambitionierte Männer besetzen deutlich öfter eine Vorgesetztenfunktion als gleichermassen ambitionierte Frauen und verzeichnen in den ersten Jahren nach Studienabschluss ebenfalls ein stärkeres Lohnwachstum. Gemäss der Humankapitaltheorie antizipieren Frauen Erwerbsunterbrüche und wählen deshalb Berufe, in denen eine geringere Entwertung des Humankapitals stattfindet. Demnach sollten die von Frauen gewählten Jobs im Vergleich mit denjenigen von Männern höhere Einstiegsgehälter und dafür eine flachere Lohnentwicklung aufweisen. Der zweite Teil dieser These wird hier bestätigt, wohingegen für die höheren Einstiegsgehälter empirische Evidenz weiterhin fehlt. Die Hypothese, dass unter Berücksichtigung von Humankapital, Job-Charakteristika und soziodemografischen Merkmalen Geschlechterunterschiede zwischen Frauen und Männern mit unterschiedlichen Präferenzen erklärt werden können, bestätigt sich also nur zu einem relativ geringen Teil. Die Annahmen der Humankapitaltheorie, dass höhere Bildungsinvestitionen zu mehr Karriereerfolg führen, bestätigen sich. Da Frauen heutzutage mindestens genauso gut ausgebildet sind, kann damit aber nur ein kleiner Teil des Geschlechterunterschieds erklärt werden. Inwiefern die Annahmen der New Home Economics zutreffen, ist mit den hier gemachten Analysen eher schwierig zu beurteilen. Einerseits sind die meisten Absolventinnen und Absolventen relativ jung und noch kinderlos, womit

---

5     Zumindest wenn eine breite Definition von Verdienst verwendet wird, bei der nicht nur der effektive Output eine Rolle spielt, sondern z. B. auch die Anstrengung, der Fleiss oder eben, der Wille (Lamont 1994).



eine geschlechtsspezifische innerfamiliäre Arbeitsteilung noch nicht ins Gewicht fallen sollte. Andererseits haben Frauen ein leicht grösseres Bedürfnis nach einer guten Work-Life-Balance, was mit der Antizipierung von familiären Pflichten zusammenhängen könnte. Dabei scheinen das gesellschaftlich institutionalisierte Geschlechterverhältnis und die damit einhergehende Arbeitsteilung von grösserer Relevanz. Das zeigt sich auch bei der Ausbildung: So ist eine ausgeprägte horizontale Segregation auszumachen, mit besonders vielen Frauen in Berufen, die weniger Karriereaussichten versprechen (insbesondere im Bildungsbereich).

Trotz der Beobachtung sehr vieler Merkmale und einem relativ homogenen Sample kann ein Teil des Gender Gaps in Führungspositionen und beim Einkommen nicht erklärt werden. Die vorliegenden Untersuchungen fokussierten – datenbedingt – ausschliesslich auf die Angebotsseite. Die Nachfrageseite, also die Präferenzen und das Verhalten der Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber, konnte mit den verwendeten Daten nicht analysiert werden. Es ist allerdings anzunehmen, dass auch diese eine Rolle spielt. Mit individuellen Arbeitsmarktdaten ist es jedoch kaum möglich, implizite stereotype Rollenvorstellungen, Vorurteile und Diskriminierungen von Seiten der Arbeitgeberinnen und Arbeitgebern aufzudecken. Dazu bedarf es ergänzender Untersuchungsanlagen, idealerweise mit experimentellem Charakter wie beispielsweise Correspondence Testing oder Choice Experimente. Diese erlauben – im Idealfall – das, was in Analysen wie den obigen als unerklärten Anteil deklariert wird, genauer zu untersuchen.

## 9 Literatur

- Abele, Andrea E. und Daniel Spurk. 2009. The Longitudinal Impact of Self-Efficacy and Career Goals on Objective and Subjective Career Success. *Journal of Vocational Behavior* 74(1): 53–62.
- Abendroth, Anja-Kristin, Ineke Maas und Tanja Van der Lippe. 2011. Human Capital and the Gender Gap in Authority in European Countries. *European Sociological Review* 29(2): 261–273.
- Abraham, Martin und Thomas Hinz. 2005. *Arbeitsmarktsociologie: Probleme, Theorien, empirische Befunde*. Wiesbaden: VS.
- Achatz, Juliane. 2005. Geschlechtersegregation im Arbeitsmarkt S. 389–436 in *Arbeitsmarktsociologie: Probleme, Theorien, empirische Befunde*, hrsg. von Martin Abraham und Thomas Hinz. Wiesbaden: VS.
- Ashby, Julie S. und Ingrid Schoon. 2010. Career Success: The Role of Teenage Career Aspirations, Ambition Value and Gender in Predicting Adult Social Status and Earnings. *Journal of Vocational Behavior* 77(3): 350–360.
- Babcock, Linda und Sara Laschever. 2007. *Why Women Don't Ask: The High Cost of Avoiding Negotiation – and Positive Strategies for Change* Reprinted. London: Piatkus.
- Balog, Andreas und Eva Cyba. 1990. *Geschlecht als Ursache von Ungleichheiten: Frauendiskriminierung und soziale Schliessung*. Wien. Institut für höhere Studien.
- Becker, Gary S. 1965. A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal* 75(299): 493–517.
- Becker, Gary S. 1975. *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis with special Reference to Education*, 2<sup>nd</sup> edition. Chicago; London: University of Chicago Press.

- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts, London, England: Harvard University Press.
- Bertschy, Kathrin, Philipp Walker, Annick Baeriswyl und Michael Marti. 2014. Lohndiskriminierung beim Berufseinstieg. Eine quantitative Analyse für die Schweiz. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 40(2): 279–305.
- BFS (Bundesamt für Statistik). 2015. *Hochschulabsolventinnen und Hochschulabsolventen auf dem Arbeitsmarkt. Erste Ergebnisse der Längsschnittbefragung 2013*. Neuenburg: BFS.
- BFS (Bundesamt für Statistik). 2016. *Der Zugang zu Führungspositionen von Hochschulabsolventinnen und -absolventen. Eine Analyse auf der Basis der Schweizer Hochschulabsolventenbefragung des Abschlussjahrgangs 2010*. Neuenburg: BFS.
- BFS (Bundesamt für Statistik). 2018. Frauen in Führungspositionen. SAKE, Schweizerische Arbeitskräfteerhebung. Grafik. Neuenburg: BFS.
- Bihagen, Erik und Marita Ohls. 2006. The Glass Ceiling – Where Is it? Women's and Men's Career Prospects in the Private vs. the Public Sector in Sweden 1979–2000. *The Sociological Review* 54(1): 20–47.
- Blau, Francine D. und Lawrence M. Kahn. 2016. *The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations*. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit – Institute for the Study of Labor.
- Blau, Francine D. und Lawrence M. Kahn. 2017. The gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature* 55(3): 789–865.
- Blinder, Alan S. 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources* 8(4): 436–455.
- Braakmann, Nils. 2010. The Role of Psychological Traits for the Gender Gap in Employment and Wages: Evidence from Germany. *DIW Discussions Paper, German Institute of Economic Research (DIW), Berlin*.
- Braakmann, Nils. 2013. What Determines Wage Inequality Among Young German University Graduates? *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 233(2): 130–158.
- Breen, Richard. 1996. *Regression Models: Censored, Sample Selected or Truncated Data*. Thousand Oaks London New Delhi: Sage Publications.
- Buchmann, Claudia und Thomas A. DiPrete. 2006. The Growing Female Advantage in College Completion: The Role of Family Background and Academic Achievement. *American Sociological Review* 71(4): 515–541.
- Buchmann, Claudia, Thomas A. DiPrete und Anne McDaniel. 2008. Gender Inequalities in Education. *Annual Review of Sociology* 34: 319–337.
- Buchmann, Marlis und Maria Charles. 2002. *Halb drinnen – halb draussen : Analysen zur Arbeitsmarktintegration von Frauen in der Schweiz*. Chur: Rüegger.
- Bühler, Elisabeth und Corinna Heye. 2005. *Fortschritte und Stagnation in der Gleichstellung der Geschlechter 1970–2000*. Neuenburg: Bundesamt für Statistik.
- Busch-Heizmann, Anne. 2014. Supply-Side Explanations for Occupational Gender Segregation: Adolescents' Work Values and Gender – (A) Typical Occupational Aspirations. *European Sociological Review* 31(1): 48–64.
- Busch, Anne. 2013. Die Geschlechtersegregation beim Berufseinstieg – Berufswerte und ihr Erklärungsbeitrag für die geschlechtstypische Berufswahl. *Berliner Journal für Soziologie* 23(2): 145–179.
- Charles, Maria. 2005. *Entwicklung der beruflichen Segregation nach Geschlecht und nach Staatsangehörigkeit in der Schweiz, 1970–2000*. Neuenburg: Bundesamt für Statistik.
- Charles, Maria und David B. Grusky. 2004. *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Women and Men*. Stanford (Calif.): Stanford University Press.
- Chevalier, Arnaud. 2007. Education, Occupation and Career Expectations: Determinants of the Gender Pay Gap for UK Graduates. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6): 819–842.

- Collins, Randall. 2004. Schliessungsprozesse und die Konflikttheorie der Professionen S. 67–86 in *Die Theorie sozialer Schliessung: Tradition, Analysen, Perspektiven*, hrsg. von Jürgen Mackert. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Costa, Paul T. und Robert R. McCrae. 1992. The Five-Factor Model of Personality and its Relevance to Personality Disorders. *Journal of Personality Disorders* 6(4): 343–359.
- Crompton, Rosemary und Clare Lyonette. 2005. The New Gender Essentialism – Domestic and Family ‘Choices’ and their Relation to Attitudes. *The British Journal of Sociology* 56(4): 601–620.
- Dahrendorf, Ralf. 1957. *Soziale Klassen und Klassenkonflikt in der industriellen Gesellschaft*. Stuttgart: Ferdinand Enke Verlag.
- Das Gupta, Prithwis. 1978. A General Method of Decomposing a Difference Between Two Rates Into Several Components. *Demography* 15(1): 99–112.
- Dini, Sophia. 2010. *The Impact of Wage Policy and Employment Segregation on the Gender Wage Gap*. Dissertation, Faculté des sciences économiques et sociales, Université de Genève, Genève.
- DiPrete, Thomas A. und Claudia Buchmann. 2013. *The Rise of Women: The Growing Gender Gap in Education and what it Means for American Schools*. New York: Russell Sage Foundation.
- Eagly, Alice H. und Amanda B. Diekmann. 2006. What is the Problem? Prejudice as an Attitude-in-Context. S. 19–35 in *On the Nature of Prejudice: Fifty Years after Allport*, hrsg. von John F. Dovidio, Peter Glick und Laurie A. Rudman. Malden, Oxford, Carlton: Blackwell Publishing.
- Eagly, Alice H. und Steven J. Karau. 2002. Role Congruity Theory of Prejudice Toward Female Leaders. *Psychological Review* 109(3): 573.
- Elliott, James R. und Ryan A. Smith. 2004. Race, Gender, and Workplace Power. *American Sociological Review* 69(3): 365–386.
- England, Paula. 1992. *Comparable Worth: Theory and Evidence*. New York: Aldine de Gruyter.
- England, Paula. 1993. The Separative Self: Androcentric Bias in Neoclassical Assumptions S. 37–53 in *Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics*, hrsg. von Marianne A. Ferber und Julie A. Nelson. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- England, Paula. 2003. Separative and Soluble Selves: Dichotomous Thinking in Economics. S. 33–60 in *Feminist Economics Today: Beyond Economic Man*, hrsg. von Marianne A. Ferber und Julie A. Nelson. Chicago & London: The University of Chicago Press.
- Eppler, Ruedi, Martin Gasser, Sarah Kersten, Michael Nollert und Sebastian Schief. 2012. *Kantonale Unterschiede in der Gleichstellung der Geschlechter*. Fribourg: Universität Fribourg.
- Falk, Susanne. 2005. *Geschlechtsspezifische Ungleichheit im Erwerbsverlauf: Analysen für den deutschen Arbeitsmarkt*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Fortin, Nicole. 2008. The Gender Wage Gap Among Young Adults in the United States. The Importance of Money Versus People. *Journal of Human Resources* 43(4): 884–918.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux und Sergio Firpo. 2011. Decomposition Methods in Economics. S. 1–102 in *Handbook of Labor Economics*, hrsg. von Orley Ashenfelter und David Card. North-Holland: Elsevier.
- Granato, Nadia. 2017. Geschlechterungleichheit in Führungspositionen: Der Einfluss von Arbeitsmarkt-segregation und beruflichen Opportunitätsstrukturen. *Zeitschrift für Soziologie* 46(3): 185–200.
- Grove, Wayne A., Andrew Hussey und Michael Jetter. 2011. The Gender Pay Gap Beyond Human Capital. Heterogeneity in Noncognitive Skills and in Labor Market Tastes. *Journal of Human Resources* 46(4): 827–874.
- Hakim, Catherine. 1998. Developing a Sociology for the Twenty-First Century: Preference Theory. *The British Journal of Sociology* 49(1): 137–143.
- Hakim, Catherine. 2000. *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*. Oxford: Oxford University Press.

- Hakim, Catherine. 2002. Lifestyle Preferences as Determinants of Women's Differentiated Labor Market Careers. *Work and Occupations* 29(4): 428–459.
- Heilman, Madeline E. 2012. Gender stereotypes and workplace bias. *Research in Organizational Behavior* 32: 113–135.
- Holst, Elke und Anita Wiemer. 2010. Frauen sind in Spitzengremien der Wirtschaft unterrepräsentiert. *Wirtschaftsdienst* 90(10): 692–699.
- Imdorf, Christian und Sandra Hupka-Brunner. 2015. Gender Differences at Labor Market Entry in Switzerland. S. 267–286 in *Gender, education and employment: an international comparison of school-to-work transitions*, hrsg. von Hans-Peter Blossfeld, Jan Skopek, Moris Triventi und Sandra Buchholz. Cheltenham and Northampton: Edward Elgar Publishing.
- Jann, Ben. 2008a. The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *The Stata Journal* 8(4): 453–479.
- Jann, Ben. 2008b. *Erwerbsarbeit, Einkommen und Geschlecht – Studien zum Schweizer Arbeitsmarkt*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kanter, Rosabeth Moss. 1977. *Men and Women of the Corporation*. New York: Basic Books.
- Kitagawa, Evelyn M. 1955. Components of a Difference Between Two Rates. *Journal of the American Statistical Association* 50(272): 1168–1194.
- Kuiper, Edith. 2010. Ökonomie: Feministische Kritik mikro- und makroökonomischer Theorien und Entwurf alternativer Ansätze. S. 583–592 in *Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung: Theorie, Methoden, Empirie*, hrsg. von Ruth Becker und Beate Kortendiek. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften / GWV Fachverlage GmbH.
- Lamont, Julian. 1994. The Concept of Desert in Distributive Justice. *The Philosophical Quarterly* 44(174): 45–64.
- Leemann, Regula Julia, Philipp Dubach und Stefan Boes. 2010. The Leaky Pipeline in the Swiss University System: Identifying Gender Barriers in Postgraduate Education and Networks Using Longitudinal Data. *Swiss Journal of Sociology* 36(2): 299–323.
- Levy, René. 2018. Der Übergang in die Elternschaft reaktiviert die Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern: eine Analyse der Lebensläufe von Männern und Frauen in der Schweiz. *Social Change in Switzerland* 14.
- Liebig, Brigitte. 1997. *Geschlossene Gesellschaft: Aspekte der Geschlechterungleichheit in wirtschaftlichen und politischen Führungsgremien der Schweiz*. Dissertation, Philosophische Fakultät, Universität Zürich, Zürich.
- Long, J. Scott. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks London New Delhi: Sage Publications.
- Marini, Margaret Mooney und Pi-Ling Fan. 1997. The Gender Gap in Earnings at Career Entry. *American Sociological Review* 62(4): 588–604.
- Mincer, Jacob und Solomon Polachek. 1974. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy* 82(2): 76–108.
- Mood, Carina. 2010. Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review* 26(1): 67–82.
- Nilsson, Karina, Anne Hammarström und Mattias Strandh. 2017. The Relationship between Work and Family Preferences and Behaviors: A Longitudinal Study of Gender Differences in Sweden. *Acta Sociologica* 60(2): 120–133.
- Oaxaca, Ronald. 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14(3): 693–709.
- Oberholzer Michel, Karin. 2003. *Frauenerwerbstätigkeit und Arbeitsmarktsegmentation: Empirische Befunde in der Schweiz*. Dissertation, Hochschule für Wirtschafts-, Rechts- und Sozialwissenschaften (HSG), Universität St. Gallen, St. Gallen.



- Ochsenfeld, Fabian. 2012. Gläserne Decke oder goldener Käfig: Scheitert der Aufstieg von Frauen in erste Managementpositionen an betrieblicher Diskriminierung oder an familiären Pflichten? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64(3): 507–534.
- Oesch, Daniel, Oliver Lipps und Patrick McDonald. 2017. The Wage Penalty for Motherhood: Evidence on Discrimination from Panel Data and a Survey Experiment for Switzerland. *Demographic Research* 37: 1793–1824.
- Parkin, Frank. 2004. Strategien sozialer Schliessung und Klassenbildung. S. 27–44 in *Die Theorie sozialer Schliessung: Tradition, Analysen, Perspektiven*, hrsg. von Jürgen Mackert. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Rössel, Jörg. 2009. *Sozialstrukturanalyse: eine kompakte Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Rost, Katja. 2010. Frauen in Führungspositionen in der Wirtschaft. *Die Unternehmung. Schweizerische Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 64(3): 315.
- Schieman, Scott, Markus H. Schafer und Mitchell McIvor. 2013. The Rewards of Authority in the Workplace: Do Gender and Age Matter? *Sociological Perspectives* 56(1): 75–96.
- Schillingreport. 2018. *Schillingreport 2018 | Transparenz an der Spitze – Die Geschäftsleitungen und Verwaltungsräte der hundert grössten Schweizer Unternehmen im Vergleich*. Zürich. Guido Schilling ag.
- Schmid, Flurina. 2016. The Gender Wage Gap in Switzerland over Time. *Swiss Journal of Sociology* 42(3): 442–467.
- Schubert, Frank und Sonja Engelage. 2010. Sind Kinder ein Karrierehindernis für Hochgebildete? Karriere und Familie bei Promovierten in der Schweiz. *Zeitschrift für Soziologie* 39(5): 382–401.
- Schubert, Frank und Sonja Engelage. 2011. Wie undicht ist die Pipeline? Wissenschaftskarrieren von promovierten Frauen. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 63(3): 431–457.
- Smith, Ryan A. 2002. Race, Gender, and Authority in the Workplace: Theory and Research. *Annual Review of Sociology* 28(1): 509–542.
- Smith, Ryan A. 2012. Money, Benefits, and Power: A Test of the Glass Ceiling and Glass Escalator Hypotheses. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* 639(1): 149–172.
- Strub, Silvia und Livia Bannwart. 2017. *Analyse der Löhne von Frauen und Männern anhand der Lohnstrukturserhebung 2014*. Neuenburg: Bundesamt für Statistik.
- van der Horst, Mariska, Tanja van der Lippe und Esther Kluwer. 2014. Aspirations and Occupational Achievements of Dutch Fathers and Mothers. *Career Development International* 19(4): 447–468.
- Weber, Max. 1972. *Wirtschaft und Gesellschaft: Grundriss der verstehenden Soziologie*. Tübingen: J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).
- Wilz, Sylvia M. 2004. Für und wider einen weiteren Begriff von Schliessung. Überlegungen zur Theorie sozialer Schliessung am Beispiel von Geschlechterungleichheiten. S. 213–232 in *Die Theorie sozialer Schliessung*, hrsg. von Jürgen Mackert. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Wolff, Hans-Georg und Johann Bacher. 2010. Hauptkomponentenanalyse und explorative Faktorenanalyse. S. 333–366 in *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, hrsg. von Christof Wolf und Henning Best. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften / Springer Fachmedien Wiesbaden GmbH, Wiesbaden.

## 10 Anhang

### Sensitivitätsanalysen

Zur Prüfung der Robustheit der gemachten Analysen wurden weitere Modelle gerechnet. Da Betreuungspflichten besonders bei Frauen einen Einfluss auf die berufliche Karriere haben können, wurden dieselben Analysen nun lediglich mit denjenigen Fällen durchgeführt, die (noch) keine Kinder haben. Die Ergebnisse zeigen, dass die Effekte von Karriere-Aspirationen und der Präferenz für eine gute Work-Life-Balance ähnlich ausfallen, wenn nur Kinderlose berücksichtigt werden. Dies gilt mehrheitlich auch für die Oaxaca-Blinder-Zerlegungen. Abweichungen gibt es bei der Erklärung des Gender Gaps bei der Vorgesetztenfunktion und der Budgetverantwortung. Dort ist der erklärte Anteil jeweils rund 20 Prozentpunkte grösser, wenn nur Personen ohne Kinder berücksichtigt und zur Berechnung die Frauenkoeffizienten verwendet werden. Wird die Zerlegung mit den Männerkoeffizienten durchgeführt, ist der erklärte Anteil ca. 7 Prozentpunkte geringer.

Bei Lohnanalysen ist es üblich, unwahrscheinlich hohe und tiefe Einkommen auszuschliessen (Oesch et al. 2017). Da dies immer auf Annahmen beruht, die kaum überprüft werden können, wurde dies in den obigen Analysen nicht gemacht. Zur Kontrolle, dass potenziellen Ausreissern nicht zu viel Gewicht beigemessen wird, werden die Analysen ebenfalls unter Ausschluss der höchsten und tiefsten 1% der Löhne durchgeführt. Dies hat zur Folge, dass die Effekte der Karriere-Aspirationen bei den Männern geringer ausfallen. Bei den Frauen ist kein Unterschied feststellbar. Bei der Zerlegung mit den Männerkoeffizienten fällt der erklärte Anteil um knapp 15 Prozentpunkte geringer aus, wenn die Ausreisser ausgeschlossen werden. Ein weiteres Modell enthält Praktikantinnen und Praktikanten, Selbständige und im Familienbetrieb arbeitende Personen. Gegenüber dem Modell, bei dem diese Personen ausgeschlossen wurden, haben die Karriere-Aspirationen einen leicht stärkeren Effekt, sowohl für Frauen, als auch für Männer.

Tabelle A2      Effekte der arbeitsbezogenen Werte auf den Karriereerfolg

	Männer					Frauen				
	Modell 1	Modell 2	Modell 3 <sup>a</sup>	Modell 4 <sup>b</sup>	Modell 5 <sup>c</sup>	Modell 1	Modell 2	Modell 3 <sup>a</sup>	Modell 4 <sup>b</sup>	Modell 5 <sup>c</sup>
Vorgesetztenfunktion										
Karriere-Aspirationen	0.233*** (0.0273)		0.184*** (0.0306)	0.144*** (0.0354)	0.149*** (0.0360)	0.168*** (0.0194)		0.107*** (0.0215)	0.0742*** (0.0255)	0.0804*** (0.0259)
Work-Life-Balance		-0.123*** (0.0265)	-0.0768** (0.0286)	-0.0769* (0.0316)	-0.0949** (0.0321)		-0.102*** (0.0197)	-0.0777*** (0.0198)	-0.0547* (0.0233)	-0.0598* (0.0240)
N	6609	6618	6029	5133	5042	8162	8179	7669	6184	6012
Anzahl Personen										
Karriere-Aspirationen	0.867 (0.610)		1.763 (0.655)	1.469 (0.474)	1.253 (0.419)	1.465 (0.705)		3.344** (1.269)	1.660 (0.653)	1.900 (0.732)
Work-Life-Balance		2.176 (1.899)	1.042 (0.458)	0.882 (0.337)	1.249 (0.439)		1.105 (0.447)	1.131 (0.428)	1.443 (0.523)	1.241 (0.466)
N	1046	1046	927	787	772	782	783	707	584	568
Budgetverantwortung										
Karriere-Aspirationen	0.0499* (0.0218)		0.0581* (0.0232)	0.0274 (0.0280)	0.0391 (0.0285)	0.0478** (0.0153)		0.0604*** (0.0174)	0.0356 (0.0204)	0.0388 (0.0209)
Work-Life-Balance		-0.0418* (0.0210)	-0.0289 (0.0222)	-0.0195 (0.0245)	-0.0218 (0.0250)		-0.0570*** (0.0150)	-0.0531** (0.0162)	-0.0245 (0.0193)	-0.0243 (0.0196)
N	6789	6797	6171	5272	5177	8034	8052	7519	6065	5884

Fortsetzung von Tabelle A2 auf der folgenden Seite

Fortsetzung von Tabelle A2

	Männer					Frauen				
	Modell 1	Modell 2	Modell 3 <sup>a</sup>	Modell 4 <sup>b</sup>	Modell 5 <sup>c</sup>	Modell 1	Modell 2	Modell 3 <sup>a</sup>	Modell 4 <sup>b</sup>	Modell 5 <sup>c</sup>
Höhe verwaltetes Budget										
Karriere-Aspirationen	3.709*** (0.389)		1.791*** (0.421)	0.885* (0.429)	0.934* (0.435)	4.074*** (0.496)		1.860*** (0.450)	0.617 (0.453)	0.530 (0.466)
Work-Life-Balance		-3.081*** (0.389)	-1.290*** (0.368)	-0.614 (0.387)	-0.589 (0.403)		-3.293*** (0.493)	-1.455*** (0.434)	-0.751 (0.496)	-0.829 (0.501)
N	899	900	788	688	679	664	666	610	508	493
Einkommenswachstum										
Karriere-Aspirationen	0.142*** (0.0203)		0.0941*** (0.0230)	0.0421 (0.0238)	0.0486* (0.0240)	0.0964*** (0.0187)		0.0544* (0.0222)	0.000833 (0.0241)	-0.000596 (0.0247)
Work-Life-Balance		-0.0860*** (0.0197)	-0.0451* (0.0214)	-0.0332 (0.0220)	-0.0377 (0.0227)		-0.0794*** (0.0195)	-0.0528* (0.0211)	0.0149 (0.0229)	0.0141 (0.0232)
N	6910	6918	6212	5422	5320	7834	7850	7299	6155	5972

Quelle: Bundesamt für Statistik – Hochschulabsolvent/innenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)  
Standardfehler in Klammern.

<sup>a</sup>Modell 3: inkl. Humankapital (Kontrollvariablen nicht dargestellt), <sup>b</sup>Modell 4: inkl. Humankapital und Job-Charakteristika (Kontrollvariablen nicht dargestellt), <sup>c</sup>Modell 5: inkl. Humankapital, Job-Charakteristika und soziodemografische Merkmale (Kontrollvariablen nicht dargestellt).

Darstellung der Koeffizienten: durchschnittliche Marginaleffekte (Vorgesetztenfunktion und Budgetverantwortung), exponierte Koeffizienten (Anzahl Personen), Regressionskoeffizienten (Höhe Budget und Einkommenswachstum, logarithmiert); Kontrollvariablen nicht dargestellt.

\* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$



Tabelle A3 Erklärte Anteile in Prozent, Frauenkoeffizienten

	Vorgesetzten- funktion	Anzahl Perso- nen unterstellt	Budgetverant- wortung	Höhe verwal- tetes Budget	Einkommens- wachstum
Humankapital	25.13** (2.91)	-26.99 (-1.11)	11.23 (0.52)	10.68 (0.94)	-7.973 (-0.38)
Job-Charakteris- tika	14.24 (1.72)	12.70 (0.49)	21.39 (1.00)	50.45*** (4.69)	66.53** (2.86)
Soziodemografi- sche Merkmale	0.279 (0.52)	-9.723 (-1.13)	-2.681 (-1.48)	-2.292 (-1.01)	2.729 (1.53)
Karriere- Aspirationen	6.740** (2.92)	20.65 (1.18)	9.955 (1.76)	2.983 (1.12)	-0.143 (-0.03)
Sinnvolle Arbeit	-1.517 (-0.98)	4.325 (0.86)	-4.121 (-1.04)	-1.126 (-0.58)	-2.480 (-0.71)
Work-Life- Balance	4.013* (2.37)	-5.363 (-0.69)	5.315 (1.17)	3.376 (1.55)	-2.560 (-0.64)
N	15 957	15 957	16 001	16 001	16 089

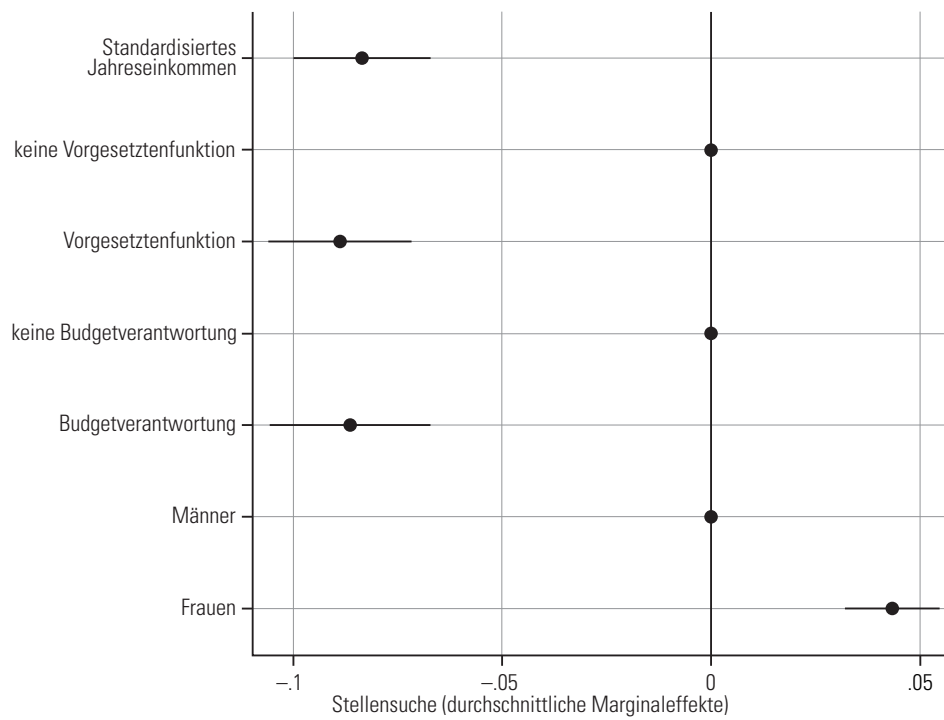
Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen).  
z-Statistik in Klammern. \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.00$

Tabelle A4 Erklärte Anteile in Prozent, Männerkoeffizienten

	Vorgesetzten- funktion	Anzahl Perso- nen unterstellt	Budgetverant- wortung	Höhe verwal- tetes Budget	Einkommens- wachstum
Humankapital	5.929 (0.66)	-233.0 (-1.55)	2.189 (0.20)	38.89*** (4.67)	22.61 (1.30)
Job-Charakteris- tika	21.68** (2.76)	143.6 (1.18)	18.04 (1.61)	31.88*** (3.88)	52.19** (2.91)
Soziodemografi- sche Merkmale	-0.190 (-0.30)	2.201 (0.15)	-0.468 (-0.51)	0.651 (0.38)	1.504 (0.96)
Karriere- Aspirationen	10.42*** (3.92)	8.126 (0.51)	4.018 (1.26)	5.190* (2.03)	10.78 (1.96)
Sinnvolle Arbeit	-4.200* (-2.42)	14.22 (1.41)	-1.764 (-0.92)	1.974 (1.06)	3.627 (1.11)
Work-Life- Balance	5.152** (2.73)	-18.34 (-1.02)	1.961 (0.84)	1.925 (1.13)	6.808 (1.71)
N	15 957	15 957	16 001	16 001	16 089

Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen).  
z-Statistik in Klammern. \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.00$

Abbildung A8 Wahrscheinlichkeit auf Stellensuche zu sein



Quelle: Bundesamt für Statistik – HochschulabsolventInnenstudie 2009–2013 (eigene Berechnungen)



# Artikel 2

Zimmermann, Barbara und Simon Seiler (2019). The Relationship between Educational Pathways and Occupational Outcomes at the Intersection of Gender and Social Origin. *Social Inclusion*, 7(3), S. 79-94. Cogitatio Press



Article

# **The Relationship between Educational Pathways and Occupational Outcomes at the Intersection of Gender and Social Origin**

Barbara Zimmermann \* and Simon Seiler

Institute of Sociology, University of Bern, 3012 Bern, Switzerland; E-Mails: barbara.zimmermann@soz.unibe.ch (B.Z.), simon.seiler@soz.unibe.ch (S.S.)

\* Corresponding author

Submitted: 27 February 2019 | Accepted: 31 July 2019 | Published: 5 September 2019

## **Abstract**

In this article, we are interested in the differences in the educational pathways and subsequent labour market outcomes by social origin and gender. We apply sequence analyses to model the educational trajectories and conduct regression analyses to determine how the individual's own social status and the salary at labour market entry differs. First, our results show that educational pathways vary by parental status and gender when controlling for reading and mathematics/science skills. Men and pupils with a lower socioeconomic background are overrepresented in vocational education, whereas women and pupils with a more privileged socioeconomic background more often pursue general and academic tracks. Second, these different trajectories lead to unequal occupational status and income. Besides these indirect effects, significant direct effects of parental status and gender on the individual's own occupational status and salary can be found. Together, these findings provide a broad overview of the emergence of inequalities by gender and social origin over the early life course, ranging from differences in skills learned in school to labour market outcomes.

## **Keywords**

education; gender; inequality; labour market; social origin; wage gap

## **Issue**

This article is part of the issue “Types of Education, Achievement and Labour Market Integration over the Life Course”, edited by Irene Kriesi (Swiss Federal Institute for Vocational Education and Training, Switzerland) and Juerg Schweri (Swiss Federal Institute for Vocational Education and Training, Switzerland).

© 2019 by the authors; licensee Cogitatio (Lisbon, Portugal). This article is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY).

## **1. Introduction**

Unequal opportunities for attaining higher education or a decent salary can intersect and combine to cumulative (dis)advantages. When Ralf Dahrendorf wrote his “plea for an active education policy” under the title “Education is a Civil Right” (Dahrendorf, 1965) in the 1960s, he mentioned three main groups of children that were being underrepresented in secondary school: rural children, working-class children, catholic children (with some reservations), and girls. While Dahrendorf was aware that these groups may intersect, he did not further investigate this circumstance. Nevertheless, the artificial Figure of the “catholic working-class girl from the

countryside” was born (Allmendinger, Ebner, & Nikolai, 2010; Becker, 2007; see also Peisert, 1967). With social changes, such as, for example, the expansion of education, post-industrialisation, increasing globalisation and (at least in legal terms) gender equality, the symbolic figure of cumulative educational disadvantage has transformed from the “worker's daughter” to the “migrant son” (Geißler, 2005). Indeed, girls caught up with boys in their educational attainments and have even started to outnumber them in terms of higher educational qualifications (C. Buchmann & DiPrete, 2006; DiPrete & Buchmann, 2013). However, this should not hide the fact that first, improved education has not translated into equal work opportunities for men and women

(Blau & Kahn, 2017; Charles, 2011) and second, persons with a lower socioeconomic family background may not only be disadvantaged in the education system, but also in the labour market (Mood, 2017).

In the current research, we are interested in how social origin and gender interact and shape early life courses from the end of compulsory school to the first years in the labour market. The questions we try to answer in this article are the following:

1. Are there differences in student performance by parental status and gender?
2. Are there differences in educational pathways by parental status and gender, overall and net performance (primary and secondary effects of social origin)?
3. Do these differences lead to unequal outcomes in young adults' early working life, namely occupational status and income?

Our main interest lies in describing the overall relationship between parental status and gender and educational trajectories, as well as subsequent labour market outcomes, rather than in identifying causal mechanisms that might be responsible for the differences. Theoretically, we combine two lines of argumentation: First, we draw on the literature on primary and secondary effects of origin (Boudon, 1974; Bourdieu & Passeron, 1971; Breen & Goldthorpe, 1997). Second, we complement this with theories on gender segregation in education and employment (Charles & Bradley, 2002, 2009). Throughout the article, we adopt an intersectional approach that considers different dimensions of social inequality simultaneously (McCall, 2005). For our analyses, we draw on a unique longitudinal dataset that covers Swiss adolescents from the moment they took the Programme for International Student Assessment (PISA) Test in the year 2000 until 2014, when they were around 30 years old. To take advantage of the panel data, we model the pathways of post-compulsory education using sequence analysis. Compared to previous research, our article has the advantage of offering a broad view on emerging inequalities by gender and social origin, and, thus, contributes to a general understanding of processes translating unequal opportunities into inequalities in outcomes.

## 2. Previous Research and Theoretical Background

Research in educational inequalities is often based on the theories of primary and secondary effects of social origin, initiated by the seminal work of Boudon (1974) and further developed by many others (Breen & Goldthorpe, 1997; Erikson & Jonsson, 1996). Briefly, primary effects indicate that children from different social origins differ in their school performance. Children born into higher social classes generally perform better in school because they have more economic and cultural

resources at their disposal that lead to more education-specific support (Becker & Lauterbach, 2010). In addition to these primary effects, children from a higher social origin reach higher levels of educational achievement, even if their performance is equal to that of their counterparts from a lower social origin. In the literature, these secondary effects of social origin have been explained by differential decisions based on rational cost-benefit calculations. According to the relative risks aversion model (Breen & Goldthorpe, 1997), the main aim is to obtain as much education as is necessary to avoid downward mobility (compared to the social position of the parents). More cultural approaches indicate that different educational decisions by social class could also be due to subcultural norms concerning the value of education, caused for example by class-specific socialisation or by a desire for conformity (Paulus & Blossfeld, 2007).

A few studies have taken an intersectional approach to analyse the effects of different ascriptive characteristics on school performance (primary effects). They mainly find that boys with a low socioeconomic family background particularly perform worse at school (Entwisle, Alexander, & Olson, 2007; Glaeser & Cooper, 2012). Strand (2014) does not find any interactions between socioeconomic status and gender. Gottburgsen and Gross (2012) additionally find heterogeneous effects, depending on whether reading or mathematics skills are concerned (see also Becker & Müller, 2011). Intersectional approaches assessing secondary effects are less common. Breen, Luijkx, Müller and Pollak (2009), as well as Becker and Müller (2011), take a historical approach and try to assess how educational expansion and increasing gender equality in education interact. They show that gender and class differences in educational inequality have declined. While Becker and Müller (2011) find that gender differences in class inequalities have changed over time, according to Breen et al. (2009) they have remained rather stable. Explanations for why gender differences vary by social class have been rather vague so far. The main argument is that gender stereotypes, such as beliefs in gender-specific traits or personality differ by social class (see for example Kriesi & Buchmann, 2014).

Primary and secondary effects of social origin do not only influence the level of education one attains, but there is also a horizontal dimension to it. In other words, within a certain level of education, students from different class backgrounds do not necessarily study the same subjects (Becker, Haunberger, & Schubert, 2010; Reimer & Pollak, 2005; van de Werfhorst, 2002). Such horizontal differences are relevant because they may translate to vertical stratification as fields of study differ in terms of subsequent labour market opportunities (Reimer & Pollak, 2005). Theoretically, several mechanisms can lead to these differences. According to van de Werfhorst (2002), there is a cultural aspect of intergenerational transmission. Children get more information on the fields of study of their parents and are there-



fore more likely to choose a similar subject. Reimer and Pollak (2005) indicate further aspects that may lead to different choices of field of study by social origin that are drawn from rational choice considerations, namely the perceived difficulty of a subject, the study duration, subsequent job security and opportunities to attain a favourable class position and achieve high incomes (Reimer & Pollak, 2005, p. 7). For a more detailed discussion of the primary and secondary effect on the choice of the subject of study, see also Becker et al. (2010).

Glauser (2015) discusses how the mechanisms of primary and secondary effects shape gender differences in educational outcomes. Primary gender effects emerge because girls generally show a greater willingness to learn, have a more positive attitude towards school than boys and, as a result, achieve better school grades on average (Glauser, 2015, Chapter 4.3.2). Secondary effects can be identified by the fact that girls are more likely than boys to choose more demanding training paths at the same levels of performance. In the Swiss education system, this happens mainly because they have restricted career prospects within vocational education, which is historically rooted in the highly gender-segregated manufacturing and industrial sector (Imdorf & Hupka-Brunner, 2015; Imdorf, Sacchi, Wohlgemuth, Cortesi, & Schoch, 2014). Hence, for boys, vocational education is more attractive because they find a wide range of male-typical occupations that offer good career prospects, including, for example, opportunities for further education (Glauser, 2015).

Ultimately, we assume that gender differences in educational pathways are mainly due to horizontal segregation and that this can lead to vertical stratification. However, we believe that horizontal segregation in vocational education and fields of study is not merely due to differential career prospects for men and women, but that it is rooted in a very persistent “gender-essentialist ideology” (Charles & Bradley, 2009). This gender ideology adheres to beliefs in differences between men and women, in how they are and how they ought to be (Eagly & Sczesny, 2008). Accordingly, social roles such as occupations are also gendered. As such, technical or manual occupations, as well as leadership positions, are considered to be more typically masculine, whereas caring or teaching domains are seen as intrinsically feminine. According to the role congruity theory (Eagly & Diekmann, 2006; Eagly & Karau, 2002), people try to act in a manner that is consistent with their gender, because if they do not, they may face negative consequences. This gender-essentialist ideology is very deeply rooted. For example, Schwiter et al. (2014) have shown that boys and girl develop occupational preferences and aspirations that correspond to their own gender at a very early age (see also M. Buchmann & Kriesi, 2012).

Whether these gender stereotypes differ by social class is less researched (for a detailed account of gender and class stereotyping in an elite labour market see

Rivera & Tilcsik, 2016). England (2010) argues that as long as upward mobility (or at least avoidance of downward mobility) is possible within ones gender-typical occupations, people will tend to continue to choose a field of study or a job that corresponds to their own gender. Consequently, for lower and middle-class women, it is easier to remain in a gender-segregated female job, while for upper-class women this is less true, as female-typical jobs are often lower in status (England, 2010). This means that the interplay between gender and social origin shapes young adults’ school trajectories and subsequently influences their labour market opportunities.

In sum, although the mechanisms might not be the same, the choice of field of study simultaneously differs according to social origin and gender. So far, analyses mainly of gender sociology and labour economics have focused on horizontal gender segregation, while research into educational sociology has dealt with both aspects, gender segregation and segregation by parental status, but not conjointly. We, therefore, attempt to consider both gender and social stratification in the educational trajectory, including aspects of horizontal and vertical segregation.

Vocational education plays an important role in Switzerland’s dual training system. It offers different possibilities to access tertiary level education, such as, for example, colleges of higher education, universities of applied sciences and, in some cases, universities. However, the ideal route to university continues to be via baccalaureate school. For more detailed information on the Swiss educational system, see for example Imdorf, Koomen, Murdoch and Guégnard (2017), Glauser (2015, Chapter 2.1) or Imdorf and Hupka-Brunner (2015).

In line with the theories above and due to the specificity of the Swiss educational system, it can be assumed that the higher the socioeconomic status of the parents, the better the school performance of children and the more likely it is that they will follow an academic educational trajectory. We believe that this is more the case for girls than for boys, because vocational education, including further training in male-dominated occupations, offers more beneficial educational and, subsequently, job opportunities for boys than for girls. Access to female-typical jobs in the health sector and teaching is provided via general schools at the secondary level.<sup>1</sup>

### 3. Data and Methods

#### 3.1. Data

We use the Swiss data from PISA 2000 (Adams & Wu, 2003) and the subsequent panel data of TREE (Transitions from Education to Employment; 2016), which is a follow-up panel of students who have participated in the PISA 2000 survey, consisting of 9 waves, collected between 2001 and 2014. We only consider persons who participated in each of the nine waves. This con-

<sup>1</sup> For younger cohorts, this is less so the case. In 2002, the healthcare assistant apprenticeship was created and it is now an important route to nursing.

siderably reduces our sample but is necessary to conduct the sequence analysis.

To analyse students' skills in reading, mathematics and science, we used the "Warm estimates" from the PISA 2000 database. These scores consist of the weighted averages of correct answers to all questions of a specific category. The weighting procedure follows Warm's (1989) method of a weighed likelihood estimate (WLE). The main focus of the PISA 2000 tests was reading skills. All students answered the reading assignments, but half of them answered only either the mathematics or the science tasks. To reach a larger number of cases we combined the two scores of mathematics and science. We used the scores from the tests that students have taken, whether mathematics or science. If both tests were taken, we calculated their mean score. Another variable used from the PISA database is the socioeconomic status of the parents. We use the international socioeconomic index (ISEI), either from the father or the mother, depending on which one is higher (dominance approach). This score is based on the students' information on their parents' occupation (Adams & Wu, 2003). We are aware that the socioeconomic status only measures one aspect of social origin and that there are also other, especially cultural, aspects to it, often measured by parental education. These different resources may have distinct effects in intergenerational transmission. Specifically, Marks (2011) argues that parental education is more important for children's school success than parental class. Education is important, as highly educated parents are better able to help their children with homework and exam preparations. On the other hand, high-status families have more economic resources, which are also beneficial for children's school success. Further, mothers and fathers may not have the same influence on sons and daughters (Korupp, Ganzeboom, & Van Der Lippe, 2002). While the role of the mother has been ignored for a long time, more recent studies also take her into account (Beller, 2009; Korupp et al., 2002). Some authors combine the different cultural and economic aspects of the social origin of the mother and the father in one multidimensional variable (Blossfeld, 2019; Marks, 2011; Meraviglia & Buis, 2015). This strategy has some advantages, namely approaching social origin in a more comprehensive way and taking the whole family as a unit of analysis.

We apply the dominance method and use the highest parental ISEI as a proxy for social origin. This way we are able to maintain the descriptive strength of our analyses. Using the ISEI allows us to predict our outcomes over the whole distribution of the parental status, which cannot be achieved in an intuitively understandable way with a multidimensional approach. Further, our main outcomes are the person's own socioeconomic status and their salary, which justifies using parental occupational status as an explanatory variable. Using the dominance approach, mothers may not be adequately represented. In our case though, the highest parental ISEI is the father's in 60% of the cases, whereas the mother's ISEI is

higher in 40% of the cases. We conducted some additional robustness checks, using the highest parental education instead of the ISEI, which leads to largely comparable results to those based on parent's ISEI (see Section 5).

In each of the nine cross-sectional waves, the school and work situation of the participants was recorded in detail. Additionally, TREE provides an episodic dataset for the job episodes 2003–2014 and a beta version of educational episodes 2010–2014. For the time before 2010, we had to rely on cross-sectional information on the individuals' educational status to construct the episodes. In a further step, we merged the datasets of education and the job episodes and constructed a variable called "state" that indicates the education or job state of each episode, which has the following values:

- Vocational education and training (VET) at the secondary level (e.g., apprenticeship);
- Upper secondary specialised school (secondary, spec.) (e.g., schools that prepare for further education, mainly in the health sector);
- General secondary education (secondary, academic) (e.g., baccalaureate school);
- Tertiary vocational education (e.g., technical school, upper vocational school, federal exams, college of higher education);
- University of applied sciences;
- University of teacher education;
- University;
- Advanced studies (Certificate / Diploma / Master of advanced studies);
- Other education or training (e.g., internships, language schools);
- Employed;
- NEET (neither in education nor employed).

Besides the educational clusters based on these states (see next paragraph), our main outcome variables are the individuals' own socioeconomic status and their income in 2014, at around age 30. To measure the socioeconomic status, we constructed the ISEI from the ISCO-08 provided in the TREE data. We use the last available observation, which is 2013 or 2014 for around 95% of the individuals. In the regression models, we add a control variable that indicates whether the measurement of the ISEI is current or not. The income variable displays the gross monthly salary in 2014 in Swiss francs, standardised on a fulltime position (maximum 42 hours per week; for more details see Gomensoro et al., 2017, p. 33), and logged when used in regression models. Some of the respondents had several jobs at the time. As there is no clear information in the data on which is the most important job, we chose to consider the job with the highest income. Table 1 displays the (weighted) frequencies, means (or proportions if the variable is binary) and standard deviations of all used variables for men and women separately. Our sample consists of 907 men and 1353 women who have participated in each wave.

**Table 1.** Descriptive statistics. Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted; 2016).

	Men			Women		
	N	Mean	St.Dev.	N	Mean	St.Dev.
Warm estimate in reading	905	503.468	85.849	1351	529.380	83.424
Warm estimate in mathematics	506	564.419	87.709	764	538.602	87.680
Warm estimate in science	503	526.138	87.667	728	515.523	85.639
Warm estimate in mathematics/science	804	549.427	87.167	1186	528.824	84.437
Highest parental ISEI	887	49.849	16.460	1337	50.030	17.134
Vocational	907	0.606	0.489	1353	0.496	0.500
Voc. & Tertiary	907	0.153	0.360	1353	0.056	0.229
Specialized Sec. & Tertiary	907	0.007	0.084	1353	0.124	0.330
Academic Mixed	907	0.057	0.232	1353	0.102	0.303
Academic	907	0.177	0.382	1353	0.223	0.416
Current ISEI	872	55.793	20.741	1295	57.732	19.290
Std. monthly gross salary	761	7121.236	3619.881	1136	6575.126	3662.414

### 3.2. Methods

Empirically, we apply sequence and regression analyses. From the episodic data, we have constructed sequences with monthly information on the education or employment status of each individual. To make sense of the multitude of sequences, we have formed clusters of sequences using the dynamic hamming procedure (Lesnard, 2010), which is a variant of optimal matching. It is especially suitable when all sequences have the same length. The optimal matching procedure compares each sequence with every other and calculates the distances between them. The least number of transformations necessary to match the two sequences determines the dissimilarity between them (see for example Halpin, 2010; Lesnard, 2006, 2010). This procedure results in a distance matrix that contains distances between all individual sequences. In a second step, this distance matrix is used for cluster analysis. Similar sequences will then be grouped together in clusters of educational trajectories (e.g., Brzinsky-Fay & Kohler, 2010). We have performed the calculations with the SADI package for Stata (Halpin, 2017).

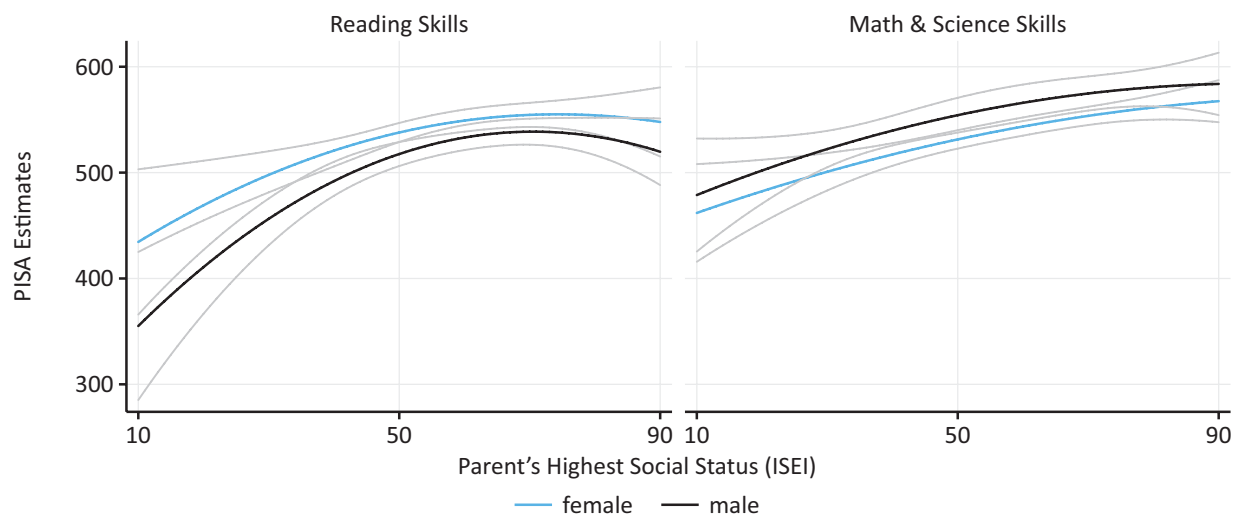
To test our assumptions, we conducted several regression models. First, we estimated linear regressions to test the primary effects of social origin on reading and mathematics/sciences skills. To take an intersectional approach, we inserted an interaction term of parental ISEI and gender. Second, we applied a multinomial logit model to estimate the probability of pursuing a particular educational trajectory, conditional on gender and parent's ISEI (including a model net of reading, mathematics/science skills). Third, we conducted linear regressions to estimate the association between social origin and gender and the persons own social status and their income at age 30. We estimated an additional model, controlling for the educational trajectory. Finally, we also estimated the effects of the educational trajectory on own status and salary. For all analyses, we take into account TREE's survey design, which includes calculating

clustered standard errors and applying survey weights that also correct for panel attrition (see Sacchi, 2011).

### 4. Empirical Findings

The first step of our analyses addresses the primary effects at the intersection of social origin and gender. We do so by analysing differences in both reading skills and mathematical and science skills by parental ISEI and gender. Consistent with the existing literature we find differences in school performance (see Figure 1 and Table 2). Pupils coming from families with a high socioeconomic status tend to perform better than pupils from less affluent families. In addition, we confirm previous findings, showing better reading skills for girls and better mathematical and science skills for boys (contrasts female vs. male: 26.3,  $p < 0.001$  and  $-21.8$ ,  $p = 0.002$  respectively).

Next, the sequence and cluster analyses determine the educational trajectories of our sample. We found a solution of five clusters to be appropriate. Figure 2 shows the distribution of men and women in those clusters. The first cluster mainly contains the trajectories of vocational education at the secondary level followed by employment or to a lesser extent, by subsequent vocational education at the tertiary level (e.g., college of higher education). This is the most common educational pathway of this cohort, the difference compared to the other clusters is especially pronounced for men. The second cluster differs in the respect that the vocational education at the secondary level is followed by tertiary education, mainly at a university of applied sciences. Men also follow this educational path more frequently than women do. The third cluster is the smallest one in terms of the number of students who chose this educational pathway and it is even more gendered than the previous two: Specialised secondary education that is followed mainly by tertiary vocational education or university of applied sciences and, to a lesser extent, university of teacher education is almost uniquely feminine. The reason for that is that these specialised secondary schools mainly

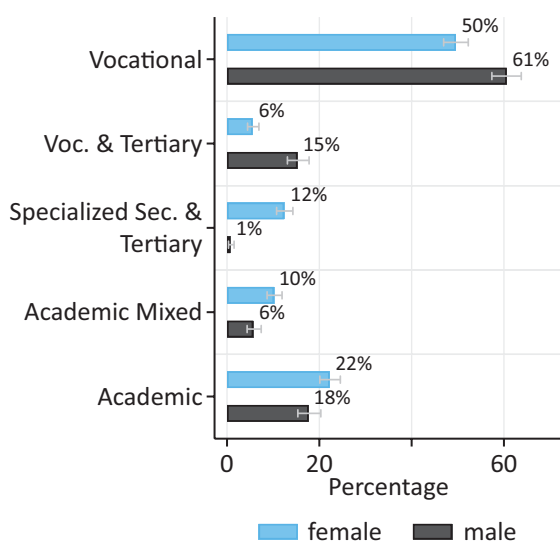


**Figure 1.** Predictions of reading and mathematics/science skills by parental social status (ISEI) and gender, grey lines: 95%-CI.

**Table 2.** Effects on reading and mathematics/science skills (OLS coefficients). Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted; 2016).

	Warm estimate in reading		Warm estimate in mathematics/science	
Women	18.86**	(7.097)	–22.84*	(9.502)
Highest parental ISEI (centred)	1.805***	(0.338)	1.240***	(0.273)
Women*Highest parental ISEI (centred)	–0.536	(0.445)	0.0274	(0.353)
Highest parental ISEI (centred)*Highest parental ISEI (centred)	–0.0501**	(0.0155)	–0.0143	(0.0145)
Women*Highest parental ISEI (centred)*Highest parental ISEI (centred)	0.0209	(0.0221)	0.00393	(0.0177)
Constant	522.4***	(5.835)	557.5***	(8.591)
Observations	2221		1960	

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .



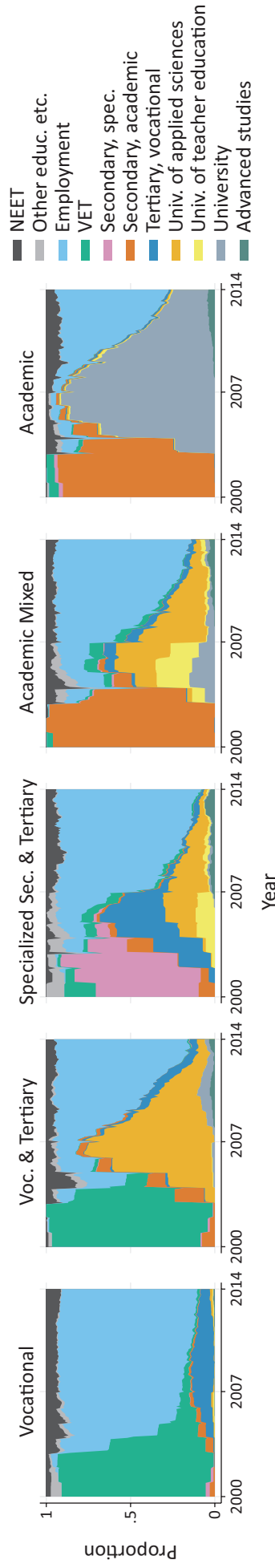
**Figure 2.** Distribution of men and women in the educational clusters, grey spikes: 95%-CI.

prepare for tertiary education in the health care sector. The final two clusters contain the trajectories starting with general secondary education, followed either by the

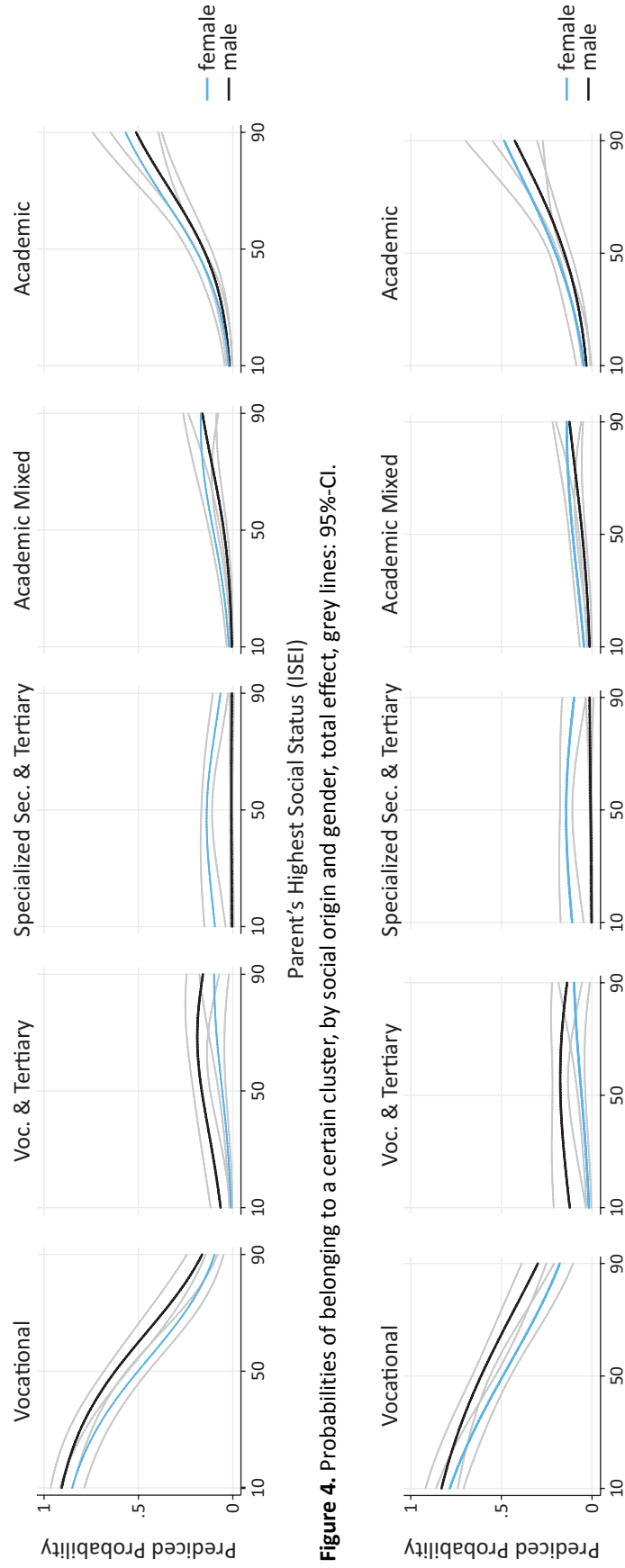
university of applied sciences or by the university. While the latter is balanced by gender, in the former, which also contains universities of teacher education, women are overrepresented.

The chronogram in Figure 3 displays the five clusters. The colours show the relative proportions of the different states at each point in time.

In the next step, we analyse whether social origin and gender are associated with the probability of belonging to a certain educational cluster. The results are displayed in Figure 4 and 5 and Tables 3 and 4. We find a strong effect of social origin. Pupils growing up in families with lower socioeconomic status have a significantly higher probability of belonging to the vocational cluster. In other words, the lower the parental ISEI the higher the chance that they enter the labour market after their vocational training and do not pursue further education. An equally clear effect we find for cluster five: The higher the parental ISEI, the higher the probability that the students graduate baccalaureate school and enter university. We also find a moderate effect of social origin on the probability of belonging to the vocational & tertiary and to the mixed academic cluster. Conversely, only the proba-



**Figure 3.** Clusters of educational trajectories.



**Figure 4.** Probabilities of belonging to a certain cluster, by social origin and gender, total effect, grey lines: 95%-CI.



**Figure 5.** Probabilities of belonging to a certain cluster, by social origin and gender, direct effect, net of reading and mathematics/science skills, grey lines: 95%-CI.

**Table 3.** Probability of belonging to a certain educational cluster (average marginal effects based on multinomial logistic regression). Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted; 2016).

	Vocational	Voc. & Tertiary	Specialised Sec. & Tertiary	Academic Mixed	Academic
Women	–0.106*** (0.0320)	–0.0976*** (0.0193)	0.118*** (0.0134)	0.0466*** (0.0130)	0.0393 (0.0216)
Highest parental ISEI	–0.0105*** (0.000698)	0.00147** (0.000478)	–0.000181 (0.000380)	0.00218*** (0.000375)	0.00702*** (0.000781)
Observations	2224	2224	2224	2224	2224

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

**Table 4.** Probability of belonging to a certain educational cluster (average marginal effects based on multinomial logistic regression). Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted; 2016).

	Vocational	Voc. & Tertiary	Specialised Sec. & Tertiary	Academic Mixed	Academic
Women	–0.108*** (0.0288)	–0.103*** (0.0196)	0.122*** (0.0164)	0.0442** (0.0145)	0.0451 (0.0233)
Highest parental ISEI	–0.00705*** (0.000621)	0.000600 (0.000491)	–0.0000470 (0.000430)	0.00125** (0.000412)	0.00524*** (0.000952)
Warm estimate in reading	–0.00156*** (0.000229)	0.000119 (0.000140)	0.0000589 (0.000130)	0.000472*** (0.000123)	0.000913*** (0.000189)
Warm estimate in mathematics/science	–0.00121*** (0.000207)	0.000264* (0.000129)	–0.000193 (0.000114)	0.000329** (0.000111)	0.000809*** (0.000130)
Observations	1960	1960	1960	1960	1960

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

bility of belonging to the specialised secondary & tertiary cluster is not affected by social origin. These effects are only slightly reduced when controlling for reading, mathematics/science skills, suggesting that a large portion of the observed gradients stem from secondary rather than primary effects of social origin.

Introducing gender as an additional dimension, the picture remains very similar if we focus only on the most prevalent clusters: While the vocational cluster dominates for lower and middle origin pupils, the academic cluster is the most prevalent for high origin pupils. This general rule holds for both females and males; the only difference lies in the crossing point, which can be found at a lower level of the parental ISEI for females compared to males. These two clusters can be characterised by strong gradients with respect to social origin but only minor differences with respect to gender. The inverse pair of clusters is the specialised secondary and tertiary cluster and the vocational and tertiary cluster. For both, only a minor gradient of social origin can be found, but at the same time, both are strongly gendered. Because of

this combination, the specialised secondary and tertiary cluster is an important cluster for females irrespectively of their social origin, while for males the same is true for the vocational and tertiary cluster. No interaction effects between social origin and gender can be found for any of the clusters (see Table 5 and 6).

In the following steps of our analyses, we estimate the effects of school trajectory, social origin and gender on the person's own labour market outcomes in 2014 at the age of about 30 years. We measure labour market outcomes in two ways: The person's own ISEI and their salary. For each outcome, we calculate two models, in the first, we estimate the total effect of social status and gender without controlling for educational trajectory. In the second model, we introduce the educational clusters. The remaining effects can then be interpreted as direct effects, that is, the portion of effect that is not mediated by the educational clusters. For the estimation of social status, we additionally control whether the measurement of the respondents ISEI is current (in 2014) or earlier, in case the person was not working in 2014. For

**Table 5.** Contrast in average marginal effect of parental ISEI (female vs. male).

	Vocational	Voc. & Tertiary	Specialised Sec. & Tertiary	Academic Mixed	Academic
Highest parental ISEI: female vs. male	–0.000532 (0.00146)	–0.000288 (0.00112)	–0.000362 (0.000675)	0.000257 (0.000743)	0.000924 (0.00161)
Observations	2224	2224	2224	2224	2224

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ . Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted) (2016).



**Table 6.** Contrast in average marginal effect of parental ISEI (female vs. male).

	Vocational	Voc. & Tertiary	Specialised Sec. & Tertiary	Academic Mixed	Academic
Highest parental ISEI: female vs. male	−0.000532 (0.00146)	−0.000288 (0.00112)	−0.000362 (0.000675)	0.000257 (0.000743)	0.000924 (0.00161)
Observations	1960	1960	1960	1960	1960

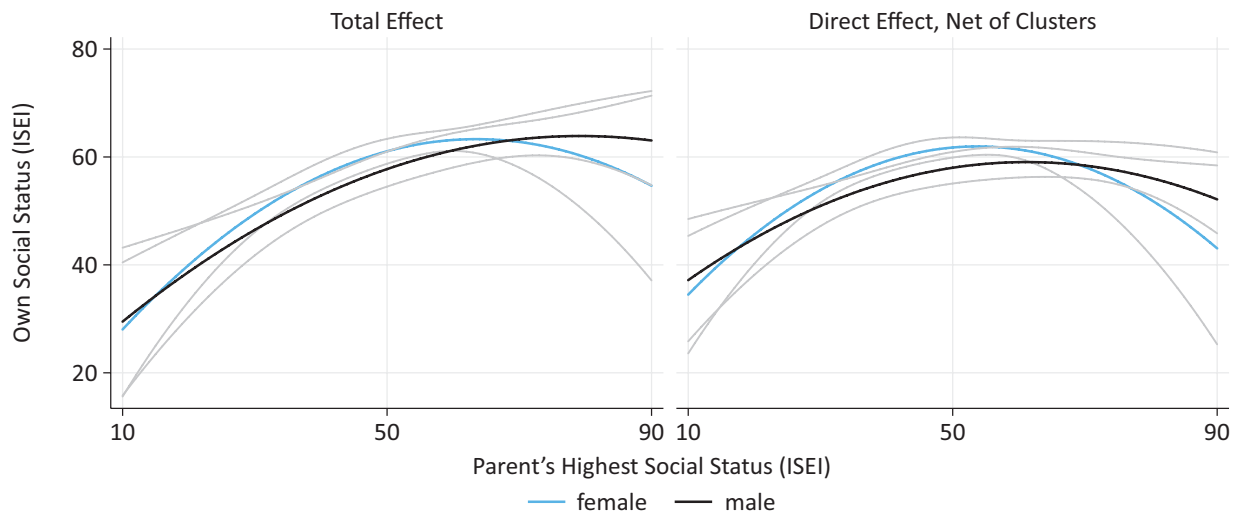
Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ . Source: PISA 2000 and TREE waves 1–9 (weighted) (2016).

the estimation of the salary, we control whether the person is self-employed or not.

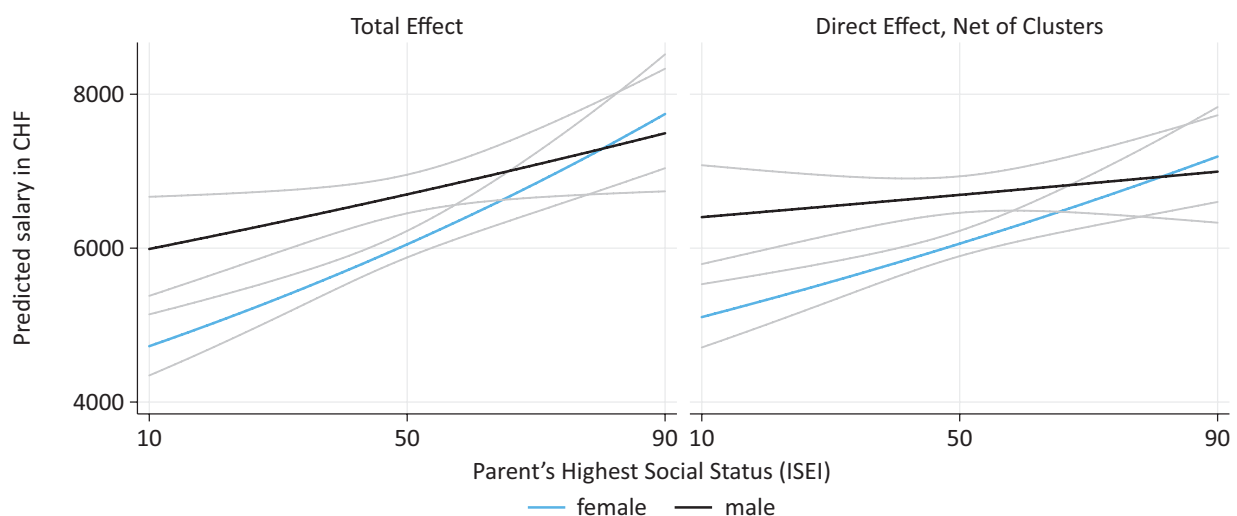
We find a strong effect of the parents' social status on the respondents own social status, displayed in the left graph of Figure 6 (see also Table 5). The effects of the parents' social status are similar for men and women, interaction effects between gender and social origin are not significant. For both genders, the effect is stronger at the lower range of the parental ISEI. It is mitigated to a certain extent when we include the clusters of educational trajectories in the model but remains significant

(right graph of Figure 6). In this model, in the top range of the parental ISEI, the effect disappears and the curve becomes flat or even turns slightly downwards for women. However, it must be noted that the confidence intervals at the ends of the curve become quite large.

We conducted the same analyses for the salary at age 30. The left-hand graph of Figure 7 shows again the total effect (see also Table 6). On the right-hand side, the direct effect, controlling for educational trajectories is displayed. We found that the effect of social origin is much stronger for women than for men. When we con-



**Figure 6.** Predictions of social status (ISEI) in 2014 (age ~30) by parental social status (ISEI) and gender, grey lines: 95%-CI.



**Figure 7.** Predictions of salary in 2014 (age ~30), by parental social status (ISEI) and gender; predictions back-transformed from log salary, grey lines: 95%-CI.

trol for the educational pathway, the effect disappears for men, but not for women. In the case of men, the educational trajectory mediates the effects of parental status. In other words: Men, as well as women, tend to follow different educational trajectories depending on their social origin. But when men are undergoing the same education, they then perform comparable jobs that do not differ in pay, regardless of the social status of their parents. In the case of women, on the other hand, the pay varies according to the status of the parents, even if they have the same education, possibly because they do not perform the same jobs. Women with parents who have a low social status are therefore facing a double disadvantage. The intersectional approach is useful to analyse the accumulation and interaction of multiple disadvantages at the time. One possible explanation is that it is

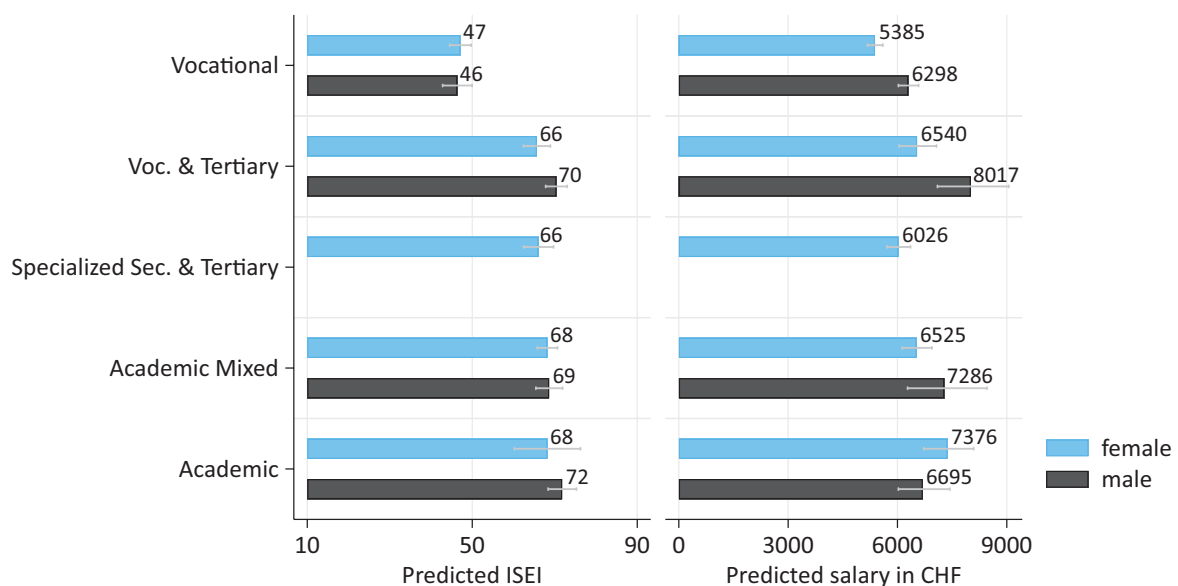
less difficult for men with lower or medium family origin to reach reasonable wages because of the specificity of the Swiss dual educational system: In many occupations, a tertiary degree following vocational education can lead to a rather high salary. This concerns mainly male-dominated occupations, such as for example, banking, IT or technical professions. It seems that especially women with parents having a low socioeconomic status end up in low-paid jobs, even when the educational trajectory is controlled for.

Our final analyses concern the effects of educational pathways on status and salary (Table 7). The left side of Figure 8 displays the predicted ISEI by educational cluster. Persons directly entering the labour market after their apprenticeship or pursuing some tertiary vocational education (vocational cluster) reach the lowest social status

**Table 7.** Effects on social status (ISEI) (OLS coefficients).

	Current ISEI			
Women	-5.159	(14.74)	-9.952	(12.76)
Highest parental ISEI	1.137**	(0.401)	1.022**	(0.343)
Women*Highest parental ISEI	0.427	(0.619)	0.522	(0.560)
Highest parental ISEI*Highest parental ISEI	-0.00718*	(0.00360)	-0.00835***	(0.00307)
Women*Highest parental ISEI*Highest parental ISEI	-0.00514	(0.00617)	-0.00602	(0.00578)
Not current	-2.990	(2.100)	-1.835	(2.586)
Voc. & Tertiary			20.56***	(1.738)
Specialised Sec. & Tertiary			19.01***	(1.848)
Academic Mixed			21.21***	(1.655)
Academic			22.84***	(1.680)
Voc. & Tertiary*Not current			7.890	(5.773)
Specialised Sec. & Tertiary*Not current			-2.118	(6.210)
Academic Mixed*Not current			-3.445	(5.822)
Academic*Not current			-3.390	(4.376)
Constant	18.96	(10.49)	19.49*	(8.805)
Observations	2124		2124	

Notes: Standard errors in parentheses; \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001. Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted) (2016).



**Figure 8.** Predicted Social Status (ISEI) and Predicted Salary by Educational Cluster, grey spikes: 95%-CI.



by far. This is true for men and women. The differences in social status between the other educational clusters are less pronounced. Persons following general secondary education and university (academic cluster) reach the highest status at age 30. Men who complete vocational and tertiary education at the university of applied sciences are reaching a similarly high status.

Salary differences between different educational clusters are less pronounced (see the right graph of Figure 8). We find the within-cluster gender difference clearly more pronounced in terms of salary than in terms of status. On the other hand, there are two clusters that yield comparatively low salaries, the vocational and the specialised secondary & tertiary cluster. In the two vocational clusters, we find a significant gender gap, with men reaching markedly higher salaries than women do. Some readers may find it surprising to find that the estimated salary of women who followed the academic educational pathway is higher than the one for men who followed the same pathway. It is, however, important to

note that this difference is not statistically significant. In other words: While it is perfectly possible that in this specific population (highly educated, aged ~30, just left university) women have indeed a higher salary than men, this difference could be the result of chance alone.

## 5. Robustness Checks

To check the robustness of our results, we conducted some additional analyses. In particular, we sought to rule out three different sources of biases. First, while the cluster solutions found by the dynamic hamming procedure is plausible, it could be argued that it does not sufficiently separate individuals who entered the labour market directly after vocational education training and did not pursue any tertiary education from those with at least some tertiary education. In order to check this, we pre-defined a cluster with all individuals without any tertiary education and used optimal matching to form four clusters with the remaining respondents (Figure 9). This alters the

**Table 8.** Effects on log salary (OLS coefficients).

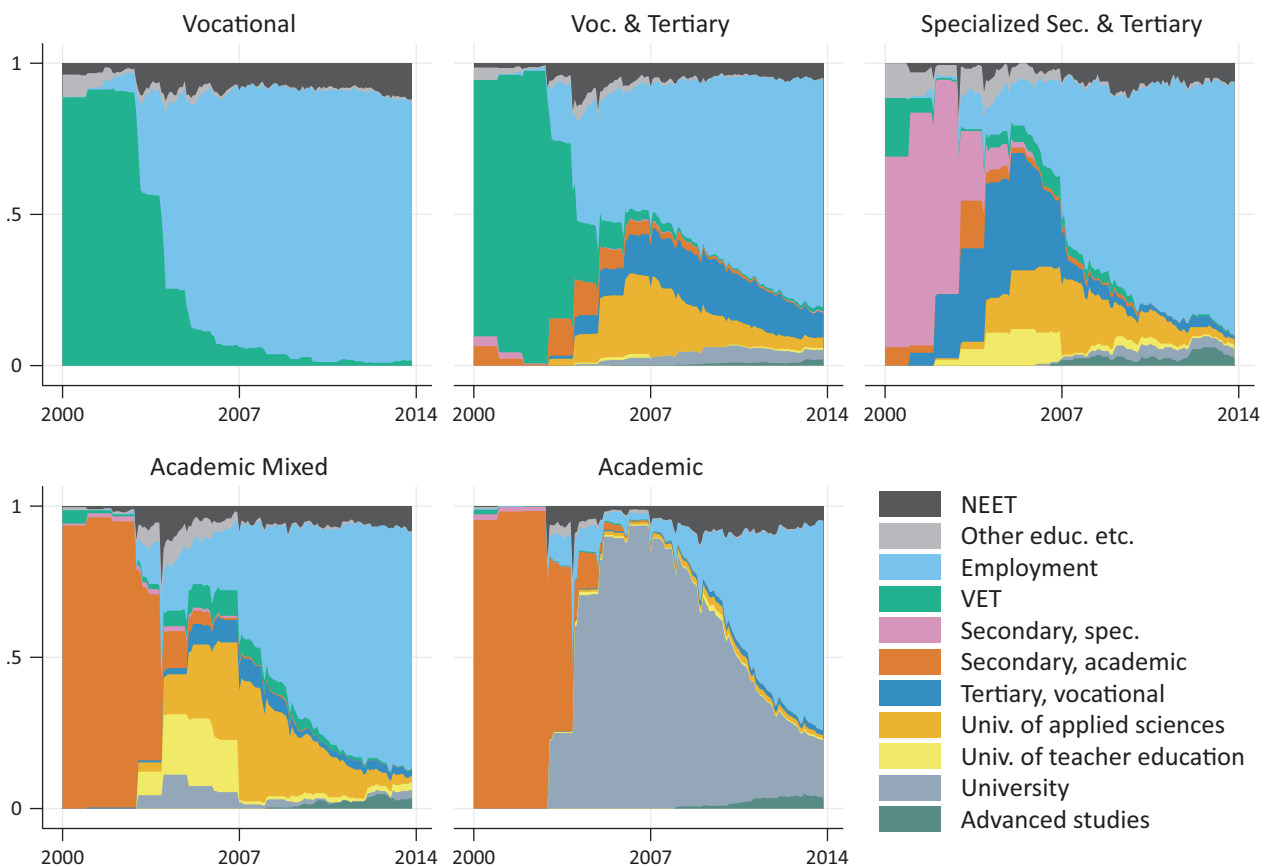
	Log std. monthly gross salary			
Women	-0.269***	(0.0807)	-0.263***	(0.0764)
Highest parental ISEI	0.00280*	(0.00127)	0.00110	(0.00119)
Women*Highest parental ISEI	0.00337*	(0.00157)	0.00318*	(0.00145)
Self-employed	-0.0906	(0.0838)	-0.0743	(0.0863)
Voc. & Tertiary			0.209***	(0.0409)
Specialised Sec. & Tertiary			0.0725*	(0.0330)
Academic Mixed			0.129***	(0.0321)
Academic			0.172***	(0.372)
Constant	8.672***	(0.0670)	8.685***	(0.0634)
Observations	1860		1860	

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ . Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted) (2016).

**Table 9.** Effects of educational clusters on social status and salary by gender (OLS coefficients).

	Current ISEI		Log std. monthly gross salary	
	Men	Women	Men	Women
Voc. & Tertiary	24.02*** (2.341)	18.56*** (2.210)	0.241*** (0.0663)	0.194*** (0.0449)
Specialised Sec. & Tertiary	12.41 (8.632)	18.96*** (2.154)	-0.124 (0.220)	0.113** (0.0341)
Academic Mixed	22.27*** (2.445)	21.09*** (1.732)	0.146 (0.0792)	0.192*** (0.0369)
Academic	25.43*** (2.529)	21.10*** (4.280)	0.0613 (0.0581)	0.315*** (0.0509)
Not current	-2.991 (3.066)	-2.388 (2.763)		
Self-employed			-0.0223 (0.114)	-0.0493 (0.119)
Constant	46.52*** (1.857)	47.27*** (1.344)	8.748*** (0.0227)	8.593*** (0.0204)
Observations	872	1295	761	1136

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ . Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted) (2016).



**Figure 9.** Clusters of educational trajectories, solution with a separate cluster for VET & employment.

size of the two vocational clusters (the second cluster becomes the biggest) but does not substantially change the results of the regressions (results not shown).

Second, at age 30, especially persons who completed tertiary education are in a critical phase of their occupational career. A few more years of experience in the labour market could increase their salary significantly. In order to take this into account, we re-estimated the mod-

els predicting log salaries based on a restricted sample including only the respondents who completed their education at least two years prior (see the left panel of Table 10). Using the restricted sample increases the gender gap and decreases the effect of the parental social status of men compared to the original model. Further, as self-declarations of salaries are sometimes unrealistically low or high, in our last model, we excluded the highest and

**Table 10.** Effects of educational clusters on social status and salary by gender (OLS coefficients). Source: PISA (2000) and TREE waves 1–9 (weighted; 2016).

Log std. monthly gross salary								
End of education at least 2 years ago					Exclusion of the lowest and highest 1%			
Women	−0.362***	(0.0856)	−0.350**	(0.0778)	−0.245**	(0.0751)	−0.243***	(0.0699)
Highest parental ISEI	0.00151	(0.00121)	−0.000286	(0.00106)	0.00228*	(0.00109)	0.000824	(0.00106)
Women*Highest parental ISEI	0.00496**	(0.00163)	0.00458**	(0.00146)	0.00295*	(0.00138)	0.00278*	(0.00125)
Self-employed	−0.0800	(0.0888)	−0.0618	(0.0896)	−0.0577	(0.0781)	−0.0408	(0.0796)
Voc. & Tertiary			0.176***	(0.0254)			0.170***	(0.0236)
Specialised Sec. & Tertiary			0.0656*	(0.0310)			0.0786*	(0.0316)
Academic Mixed			0.150***	(0.0339)			0.143***	(0.0307)
Academic			0.202***	(0.0299)			0.144***	(0.0303)
Constant	8.744***	(0.0689)	8.762***	(0.0609)	8.689***	(0.0625)	8.701***	(0.0587)
Observations	1591		1591		1829		1829	

Notes: Standard errors in parentheses; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

the lowest percentage (see right panel of Table 10). This does not substantially alter our results.

Third, we calculated all our models using the highest parental education instead of the highest ISEI. The results are similar. We find one slight deviance concerning the effects on the person's own salary: Using parental education instead of parental ISEI, the interaction effect between parental origin and gender is not significant. However, as is the case with the parental ISEI, the effect of parental education is stronger for women than for men and women earn less than men on most parental educational levels (results are available upon the authors' request).

## 6. Conclusions

In our analyses, we tried to show a global picture of the intersectional effects of gender and social status on the educational trajectories and on subsequent labour market outcomes. The combination of sequence analyses and regressions allowed us to reduce the complexity of individual life courses and use them in explanatory models without sacrificing the strength of the panel data. Further, this procedure allowed us to get an overview of the entire post-compulsory educational trajectory and the first years in the labour market. Our primary aim was to visualise differences by parental status and gender.

In line with our theoretical considerations, we found that first, performance in reading, mathematics/science tasks distinctly differ by parental status and gender at the end of compulsory school. The higher the social status, the better the performance of boys and girls. Besides this origin effect, there is also a gender effect with girls performing better in reading tasks and boys in mathematical and science tasks. Although the interaction effect is not significant, mainly boys with lower status parents face a double disadvantage in the reading tasks. Second, boys and girls from different social family backgrounds follow varying educational trajectories.

Boys are overrepresented in the vocational tracks, while girls more often attend general secondary schools. We suspect that an important reason is the gender-typical choice of occupation. In the vocational track, the range of male-dominated occupations is much vaster and it subsequently offers better labour market prospects. Female dominated jobs that offer some labour market prospects usually require general secondary education. The choice of an educational pathway is consequential for subsequent labour market success. We show that men and women following the academic track, as well as men following the vocational & tertiary track, reach the highest status, while individuals in the vocational cluster by far reach the lowest status.

In terms of salary, we find a strong gender pay gap, particularly within the vocational clusters. Despite the crucial importance of educational trajectories, effects of social origin remain significant and women especially face a "class pay gap". The presented overview shows

that the post-millennial Swiss educational system is still stratified by parental status and gender. The argument often raised by public opinion that boys are disadvantaged at school proves to be only partially true when looking closely. It concerns mainly the reading skills of boys with disadvantaged family backgrounds. Next, girls cannot entirely transform their educational advantages into equal labour markets success. This again mainly affects girls from disadvantaged backgrounds who have the worst labour market prospects.

These analyses show that it is important to take an intersectional approach when analysing education and labour market inequalities. The strength of the presented analyses is the detailed description of young adults' educational trajectories and their first years in the labour market. With this approach, we are not able to explain in detail how these differences in our outcomes emerge. To get more insight into these mechanisms, one needs to limit the analyses on one or two outcomes. This concerns particularly the occurrence of horizontal segregation by parental status and gender and its effects on the different labour market outcomes. In addition, our operationalisation of social origin is limited. It would be interesting to combine different aspects of social origin, such as, for example, social class, status or education of the father and the mother, using an index to account for the family level of this factor. Alternatively, the distinct effects of the father's and the mother's social status on boys and girls should be analysed more closely. Gaining more knowledge about the different mechanisms, considering an intersectional approach of gender, social origin and possibly other attributes, for example, migrant status would also help to formulate policy advice.

## Acknowledgments

This research was supported by the Doc.CH grants 155473 and 159169 of the Swiss National Science Foundation (SNSF). We thank the team of TREE-Data for their support and two anonymous reviewers as well as the editors of this special issue for their comments that greatly improved the manuscript.

## Conflict of Interests

The authors declare no conflict of interests.

## References

- Adams, R., & Wu, M. (2003). *PISA Programme for international student assessment (PISA) PISA 2000 technical report*: OECD Publishing.
- Allmendinger, J., Ebner, C., & Nikolai, R. (2010). Soziologische Bildungsforschung [Sociological educational research]. In R. Tippelt & B. Schmidt (Eds.), *Handbuch Bildungsforschung* [Handbook of educational research] (3rd ed.). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften | Springer Fachmedien.

- Becker, R. (2007). "Das katholische Arbeitermädchen vom Lande"—Ist die Bildungspolitik ein Opfer einer bildungssoziologischen Legende geworden? ["The Catholic workers' girl from the country"—Has education policy become a victim of an educational sociological legend?]. In C. Crotti, P. Gonon, & W. Herzog (Eds.), *Pädagogik und Politik: Historische und aktuelle Perspektiven. Festschrift für Fritz Osterwalder* [Pedagogy and Politics: Historical and Current Perspectives. Festschrift for Fritz Osterwalder]. Bern Stuttgart Wien: Haupt Verlag.
- Becker, R., Haunberger, S., & Schubert, F. (2010). Studienfachwahl als Spezialfall der Ausbildungsentscheidung und Berufswahl [Choice of study subject as a special case of the training decision and career choice]. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 42(4), 292–310.
- Becker, R., & Lauterbach, W. (2010). *Bildung als Privileg: Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit* [Education as a privilege: Explanations and findings on the causes of educational inequality] (4th ed.). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, R., & Müller, W. (2011). Bildungsungleichheiten nach Geschlecht und Herkunft im Wandel [Changing educational inequalities by gender and origin]. In A. Hadjar (Ed.), *Geschlechtsspezifische Bildungsungleichheiten* [Gender-specific educational inequalities]. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Beller, E. (2009). Bringing intergenerational social mobility research into the twenty-first century: Why mothers matter. *American Sociological Review*, 74(4), 507–528.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789–865.
- Blossfeld, P. N. (2019). A multidimensional measure of social origin: theoretical perspectives, operationalization and empirical application in the field of educational inequality research. *Quality & Quantity*, 53(3), 1347–1367.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity and social inequality: Changing prospects in western society*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1971). *Die Illusion der Chancengleichheit: Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs* [The illusion of equal opportunities: Studies on the sociology of education using the example of France]. Stuttgart: Klett.
- Breen, R., & Goldthorpe, J. H. (1997). Explaining educational differentials towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, 9(3), 275–305.
- Breen, R., Luijckx, R., Müller, W., & Pollak, R. (2009). Long-term trends in educational inequality in Europe: Class inequalities and gender differences. *European Sociological Review*, 26(1), 31–48.
- Brzinsky-Fay, C., & Kohler, U. (2010). New developments in sequence analysis. *Sociological Methods & Research*, 38(3), 359–364.
- Buchmann, C., & DiPrete, T. A. (2006). The growing female advantage in college completion: The role of family background and academic achievement. *American Sociological Review*, 71(4), 515–541.
- Buchmann, M., & Kriesi, I. (2012). Geschlechtstypische Berufswahl: Begabungszuschreibungen, Aspirationen und Institutionen [Gender-typical career choice: Talent attributions, aspirations and institutions]. In *Soziologische Bildungsforschung* [Sociological Educational Research] (pp. 256–280). Wiesbaden: Springer.
- Charles, M. (2011). A world of difference: International trends in women's economic status. *Annual Review of Sociology*, 37, 355–371.
- Charles, M., & Bradley, K. (2002). Equal but separate? A cross-national study of sex segregation in higher education. *American Sociological Review*, 67(4), 573–599.
- Charles, M., & Bradley, K. (2009). Indulging our gendered selves? Sex segregation by field of study in 44 countries. *American Journal of Sociology*, 114(4), 924–976.
- Dahrendorf, R. (1965). *Bildung ist Bürgerrecht: Plädoyer für eine aktive Bildungspolitik* [Education is a civil right: Plea for an active education policy]. Hamburg: Rohwolt.
- DiPrete, T. A., & Buchmann, C. (2013). *The rise of women: The growing gender gap in education and what it means for american schools*. New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Eagly, A. H., & Diekmann, A. B. (2006). What is the problem? Prejudice as an attitude-in-context. In J. F. Dovidio, P. Glick, & L. A. Rudman (Eds.), *On the nature of prejudice: Fifty years after Allport* (pp. 19–35). Malden, MA: Blackwell Publishing.
- Eagly, A. H., & Karau, S. J. (2002). Role congruity theory of prejudice toward female leaders. *Psychological Review*, 109(3), 573.
- Eagly, A. H., & Sczesny, S. (2008). Stereotypes about women, men and leaders: Have time changed? In M. K. Barreto, M. K. Ryan, & M. T. Schmitt (Eds.), *The glass ceiling in the 21st century: Understanding barriers to gender equality* (pp. 21–47). Washington, DC: American Psychological Association.
- England, P. (2010). The gender revolution uneven and stalled. *Gender & Society*, 24(2), 149–166.
- Entwisle, D. R., Alexander, K. L., & Olson, L. S. (2007). Early schooling: the handicap of being poor and male. *Sociology of Education*, 80(2), 114–138.
- Erikson, R., & Jonsson, J. O. (1996). *Can education be equalised? The Swedish case in comparative perspective*. Boulder, CO: Westview Press.
- Geißler, R. (2005). Die Metamorphose der Arbeitertochter zum Migrantensohn. Zum Wandel der Chancenstruktur im Bildungssystem nach Schicht, Geschlecht, Ethnie und deren Verknüpfungen [The

- metamorphosis of the worker's daughter to the migrant son. On the change of the opportunity structure in the educational system according to stratum, gender, ethnicity and their connections]. In P. A. Berger (Ed.), *Institutionalisierte Ungleichheiten: wie das Bildungswesen Chancen blockiert* [Institutionalised inequalities: How the education system blocks opportunities]. Weinheim and Munich: Juventa.
- Glaesser, J., & Cooper, B. (2012). Gender, parental education, and ability: Their interacting roles in predicting GCSE success. *Cambridge Journal of Education*, 42(4), 463–480.
- Glauser, D. (2015). *Berufsausbildung oder Allgemeinbildung: soziale Ungleichheiten beim Übergang in die Sekundarstufe II in der Schweiz* [Vocational or general education: social inequalities in the transition to upper secondary education in Switzerland]. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Gomensoro, A., Meyer, T., Hupka-Brunner, S., Jann, B., Müller, B., Oesch, D., . . . Scharenberg, K. (2017). *Employment situation at age thirty. results update of the Swiss panel survey TREE*. Bern: TREE.
- Gottburgsen, A., & Gross, C. (2012). Welchen Beitrag leistet "Intersektionalität" zur Klärung von Kompetenzunterschieden bei Jugendlichen? [What contribution does "intersectionality" make to clarifying differences in competence among young people?]. In R. Becker & H. Solga (Eds.), *Soziologische Bildungsforschung* [Sociological educational research]. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Halpin, B. (2010). Optimal matching analysis and life-course data: The importance of duration. *Sociological Methods & Research*, 38(3), 365–388.
- Halpin, B. (2017). SADI: Sequence analysis tools for Stata. *Stata Journal*, 17(3), 546–572.
- Imdorf, C., & Hupka-Brunner, S. (2015). Gender differences at labor market entry in Switzerland. In H.-P. Blossfeld, J. Skopek, M. Triventi, & S. Buchholz (Eds.), *Gender, education and employment: An international comparison of school-to-work transitions* (pp. 267–286). Cheltenham and Northampton: Edward Elgar Publishing.
- Imdorf, C., Koomen, M., Murdoch, J., & Guégnard, C. (2017). Do vocational pathways improve higher education access for women and men from less privileged social backgrounds? A comparison of vocational tracks to higher education in France and Switzerland. *Rassegna Italiana di Sociologia*, 58(2), 283–314.
- Imdorf, C., Sacchi, S., Wohlgemuth, K., Cortesi, S., & Schoch, A. (2014). How cantonal education systems in Switzerland promote gender-typical school-to-work transitions. *Swiss Journal of Sociology*, 40(2), 175–196.
- Korupp, S. E., Ganzeboom, H. B. G., & Van Der Lippe, T. (2002). Do mothers matter? A comparison of models of the influence of mothers' and fathers' educational and occupational status on children's educational attainment. *Quality and Quantity*, 36(1), 17–42.
- Kriesi, I., & Buchmann, M. (2014). Beginning school transition and academic achievement in mid-elementary school: Does gender matter? In I. Schoon & J. S. Eccles (Eds.), *Gender differences in aspirations and attainment: A life course perspective*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lesnard, L. (2006). *Optimal matching and social sciences*.
- Lesnard, L. (2010). Setting cost in optimal matching to uncover contemporaneous socio-temporal patterns. *Sociological Methods & Research*, 38(3), 389–419.
- Marks, G. N. (2011). Issues in the conceptualisation and measurement of socioeconomic background: Do different measures generate different conclusions? *Social Indicators Research*, 104(2), 225–251.
- McCall, L. (2005). The complexity of intersectionality. *Signs*, 30(3), 1771–1800.
- Meraviglia, C., & Buis, M. L. (2015). Class, status, and education: The influence of parental resources on IEO in Europe, 1893–1987. *International Review of Social Research*, 5(1), 35–60.
- Mood, C. (2017). More than money: Social class, income, and the intergenerational persistence of advantage. *Sociological Science*, 4, 263–287.
- Paulus, W., & Blossfeld, H.-P. (2007). Schichtspezifische Präferenzen oder sozioökonomisches Entscheidungskalkül? Zur Rolle elterlicher Bildungsaspirationen im Entscheidungsprozess beim Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe [Stratum-specific preferences or socio-economic decision-making? On the role of parental educational aspirations in the decision-making process in the transition from primary to secondary education]. *Zeitschrift für Pädagogik*, 53(4), 491–508.
- Peisert, H. (1967). *Soziale Lage und Bildungschancen in Deutschland* [Social situation and educational opportunities in Germany]. Munich: Piper.
- Reimer, D., & Pollak, R. (2005). *The impact of social origin on the transition to tertiary education in West Germany 1983 and 1999*. Mannheim: Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Universität Mannheim.
- Rivera, L. A., & Tilcsik, A. (2016). Class advantage, commitment penalty: The gendered effect of social class signals in an elite labor market. *American Sociological Review*, 81(6), 1097–1131.
- Sacchi, S. (2011). Construction of TREE panel weights. In *Documentation for the panel waves from 2000 to 2010, 2011*. Bern: TREE.
- Schwiter, K., Hupka-Brunner, S., Wehner, N., Huber, E., Kanji, S., Maihofer, A., & Bergman, M. M. (2014). Warum sind Pflegefachmänner und Elektrikerinnen nach wie vor selten? Geschlechtersegregation in Ausbildungs- und Berufsverläufen junger Erwachsener in der Schweiz [Why are nurses and electricians still rare? Gender segregation in the training and career paths of young adults in Switzerland]. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie*, 40(3), 401–428.



Strand, S. (2014). Ethnicity, gender, social class and achievement gaps at age 16: Intersectionality and 'Getting it' for the white working class. *Research Papers in Education*, 29(2), 131–171.

Transitions from Education to Employment. (2016). *Documentation on the first TREE cohort (TREE1) 2000–2016*. Bern: TREE.

van de Werfhorst, H. G. (2002). A detailed examination of the role of education in intergenerational social-class mobility. *Social Science Information*, 41(3), 407–438.

Warm, T. A. (1989). Weighted likelihood estimation of ability in item response theory. *Psychometrika*, 54(3), 427–450.

### About the Authors



**Barbara Zimmermann** is a Doctoral Candidate at the Institute of Sociology of the University of Bern. She is a member of the Graduate School of the Interdisciplinary Centre for Gender Studies. Her main interests are different aspects of social inequality and social justice.



**Simon Seiler** received his PhD in Sociology from the University of Bern in 2018. He is interested in a broad range of substantive and methodological questions related to the causes, reproduction and consequences of inequality. In addition to his affiliation with the Institute of Sociology of the University of Bern, he is currently employed by the Swiss Centre of Expertise in the Social Sciences (FORS) in Lausanne and the Interfaculty Centre of Educational Research of the University of Bern.

# Artikel 3

Ben Jann, Barbara Zimmermann und Andreas Diekmann (2020). Lohngerechtigkeit und Geschlechternormen: Erhalten Männer eine Heiratsprämie? Working Paper.





# Lohngerechtigkeit und Geschlechternormen: Erhalten Männer eine Heiratsprämie?

Ben Jann, Barbara Zimmermann und Andreas Diekmann

10. Februar 2020

## Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Bisherige Literatur und theoretische Argumente</b>	<b>4</b>
2.1	Der „gender wage gap“ aus soziologischer und ökonomischer Perspektive .	4
2.2	Diskriminierung . . . . .	7
2.3	Verteilungsgerechtigkeit . . . . .	9
2.4	Empirische Gerechtigkeitsforschung . . . . .	11
2.5	Unsere Studie . . . . .	13
<b>3</b>	<b>Daten und Methode</b>	<b>14</b>
3.1	Datenerhebungen und experimentelle Designs . . . . .	14
3.2	Analysestrategie . . . . .	18
<b>4</b>	<b>Resultate</b>	<b>20</b>
4.1	Experiment 1 . . . . .	20
4.2	Experiment 2 . . . . .	24
4.3	Experiment 3 . . . . .	26
4.4	Effekte von Personenmerkmalen auf den „just gender pay gap“ . . . . .	29
<b>5</b>	<b>Diskussion und Schlussfolgerungen</b>	<b>30</b>
	<b>Literatur</b>	<b>33</b>
	<b>Appendix</b>	<b>39</b>

## **Zusammenfassung**

Der geschlechtsspezifische Lohnunterschied hat sich in der Schweiz in den letzten zwei Jahrzehnten zwar leicht verringert, die Lücke ist aber immer noch beträchtlich und lässt sich nur zum Teil durch produktivitätsrelevante Faktoren erklären. Um zu untersuchen, ob sich ein entsprechender „gender wage gap“ auch darin wiederfindet, welche Löhne als gerecht angesehen werden, haben wir im Rahmen von Bevölkerungsumfragen drei Vignettenexperimente durchgeführt. Das erste Experiment belegt eine geschlechtsspezifische Doppelmoral bei der Einkommensbewertung: Bei Männern wurde ein gegebenes Einkommen eher als zu gering beurteilt als bei Frauen. Der Befund konnte in einem zweiten Experiment mit ähnlichem Design jedoch nicht repliziert werden. Ein zentraler Unterschied zwischen den in den beiden Experimenten verwendeten Vignetten lag in der Beschreibung des Haushaltskontexts. In einem dritten Experiment haben wir deshalb den Einfluss der familiären Situation systematisch untersucht. Die Ergebnisse zeigen, dass nur bei verheirateten Personen ein Unterschied zwischen Frauen und Männern gemacht wird, nicht jedoch bei Singles. Im Einklang mit dem Stereotyp des männlichen Haupternährers wurde den Männern in dem Experiment sozusagen eine „Heiratsprämie“ gewährt.

# 1 Einleitung

Trotz jahrzehntelanger Bestrebungen zur Gleichstellung der Geschlechter bestehen in den meisten Gesellschaften nach wie vor ausgeprägte Unterschiede in den Arbeitsmarktchancen von Frauen und Männern, die sich unter anderem in Lohnungleichheiten äussern (Blau 2016). Nehmen wir als Beispiel die Schweiz. Seit 1981 ist in der Bundesverfassung der Schweizerischen Eidgenossenschaft (Art. 8, Abs. 3) folgender Grundsatz verankert: „Mann und Frau haben Anspruch auf gleichen Lohn für gleichwertige Arbeit.“ Im Jahr 1996 trat zudem das Bundesgesetz über die Gleichstellung von Frau und Mann (Gleichstellungsgesetz, GLG) in Kraft, das den Verfassungsauftrag konkretisiert und Diskriminierungen bei der Arbeit verbietet (EDI 2019). Trotzdem verdienten Frauen im Jahr 2016 im Schweizer Privatsektor durchschnittlich 20% weniger als Männer (gemessen an auf ein 100%-Pensum standardisierten Löhnen; BFS 2019c). Zum Vergleich: Als das Bundesamt für Statistik die Lohnungleichheit 1998 zum ersten Mal anhand der Lohnstrukturhebung (LSE) untersuchen liess, betrug die Differenz knapp 25% (Strub et al. 2006). Der Unterschied hat sich über die Jahre also etwas verkleinert, ist jedoch immer noch beachtlich (für eine Analyse im Zeitverlauf siehe z.B. Schmid 2016).

Wieso hält sich der geschlechtsspezifische Lohnunterschied so hartnäckig? Die Gründe mögen vielfältig sein, wir argumentieren hier jedoch, dass gesellschaftlich geteilte Vorstellungen über unterschiedlichen Rollen von Frauen und Männern auf dem Arbeitsmarkt und in der Familie zumindest teilweise für die Lohndiskrepanz verantwortlich sein können. Historisch gesehen wurde bezahlte Erwerbstätigkeit von Frauen oft als Zweitverdienst betrachtet, während der Mann die Rolle des Familienernährers einnahm. Bis 1988 war es verheirateten Frauen in der Schweiz sogar verboten, ohne das Einverständnis ihres Ehemannes einer bezahlten Erwerbstätigkeit nachzugehen (Combet und Oesch 2019). Obwohl diese aus heutiger Sicht irritierende Regelung inzwischen der Vergangenheit angehört, hat sich an der geschlechtsspezifischen Rollenverteilung bis heute erstaunlich wenig geändert. In unserer Studie untersuchen wir deshalb anhand von drei Survey-Experimenten, inwieweit sich die Lohnunterschiede und Rollenvorstellungen auch darin widerspiegeln, welche Löhne für Frauen und Männer als „gerecht“ angesehen werden, also ob es einen

„just gender pay gap“ (Jasso und Webster Jr 1997, Sauer 2014) gibt und wie dieser zu interpretieren ist.

Im nächsten Abschnitt fassen wir die wichtigsten Argumente und Ergebnisse zur Erklärung geschlechtsspezifischer Lohnunterschiede kurz zusammen (für eine Übersicht siehe auch Blau und Kahn 2017 oder Weichselbaumer und Winter-Ebmer 2005), präsentieren eine etwas ausführlichere Diskussion von Theorien zur Diskriminierung und zur Verteilungsgerechtigkeit, da diese für unsere Analysen relevant sind, und skizzieren den Forschungsstand zur Thematik des „just gender pay gap“ in der empirischen Gerechtigkeitsforschung. In dritten Abschnitt beschreiben wir das Design unserer Experimente, Abschnitt 4 präsentiert die Ergebnisse und Abschnitt 5 enthält eine Diskussion sowie Schlussfolgerungen.

## **2 Bisherige Literatur und theoretische Argumente**

### **2.1 Der „gender wage gap“ aus soziologischer und ökonomischer Perspektive**

Die vermutlich längste Tradition zur Erklärung von Lohnungleichheiten haben die ökonomischen Theorien, insbesondere die Humankapitaltheorie (Becker 1975, Mincer 1958, Mincer und Polachek 1974). Das Humankapital bezeichnet die Akkumulation von Fähigkeiten, Erfahrungen und Bildungsabschlüssen, die ein Individuum besitzt und die sich – zumindest gemäss Theorie – positiv auf seine Produktivität auswirken. Demnach werden Lohnungleichheiten damit erklärt, dass sich Menschen durch ihr Humankapital und folglich durch ihre Produktivität unterscheiden. Insgesamt hat sich das Bildungsniveau zwischen Frauen und Männern über die letzten Jahrzehnte angeglichen. Beispielsweise haben 28% der 25–64-jährigen Frauen in der Schweiz einen Hochschulabschluss. Bei den Männern sind es knapp 30%. Unter den 25–34-jährigen haben mit 42% inzwischen deutlich mehr Frauen als Männer (35%) einen Hochschulabschluss (BFS 2019a). Entsprechend sollte auch der Gender Wage Gap verschwinden.

Die Theorie geht aber noch einen Schritt weiter: Da Frauen eine eher diskontinuierliche Erwerbslaufbahn antizipieren, treffen sie entsprechende Bildungsentscheidungen und

wählen zum Beispiel Berufe, in denen die Vereinbarkeit von Arbeit und Familie einfacher möglich ist oder in denen Erwerbsunterbrüche mit einer geringen Entwertung des Humankapitals einhergehen, so etwa die Argumentation von Polachek (1981). Diese ungleiche Verteilung der Geschlechter auf Berufe und Tätigkeiten – horizontale Segregation genannt – ist in der Schweiz, wie auch in vielen anderen Ländern, tatsächlich sehr ausgeprägt und hat sich über die Zeit nur wenig verändert (Buchmann und Kriesi 2012, Charles 2005, Schwiter et al. 2014). Gemäss der sogenannten Devaluations-Hypothese (England et al. 1988, Liebeskind 2004) wird von Frauen ausgeübte Arbeit zudem gesellschaftlich weniger hoch bewertet als typisch männlich konnotierte Arbeit. Die Abwertung erfolgt zum Beispiel dadurch, dass Qualifikationen, die für die häufig von Frauen ausgeübten Berufe erforderlich sind, nicht also solche wahrgenommen, sondern als inhärent angesehen werden. Folglich schlagen sich diese Qualifikationen auch nicht in einem höheren Lohn nieder (England 1992, 2005, Gottschall 1995). Die geschlechtsspezifische Prägung eines Berufes kann sich über die Zeit ändern, und tatsächlich gibt es Forschung, die einen negativen Zusammenhang zwischen der Feminisierung (verstanden als Zunahme des Frauenanteils) eines Berufs und dessen durchschnittlichem Einkommen findet (z.B. Levanon et al. 2009, Murphy und Oesch 2016).

Die bessere Ausbildung und die Zunahme der Erwerbstätigkeit der Frauen haben einen Beitrag zur Verminderung der Lohnungleichheit zwischen den Geschlechtern geleistet (siehe auch Jann und Engelhardt 2008). Der Umstand, dass Frauen weiterhin öfter in tieferen Pensen Teilzeit arbeiten und für einen Grossteil der unbezahlten Haus- und Familienarbeit zuständig sind, verhindert jedoch ihre gleichwertige Arbeitsmarktteilnahme. Während die geschlechtsspezifische Rolleinteilung besonders in der neoklassischen Ökonomie als rationale Kosten-Nutzen-Überlegung dargestellt wird („Spezialisierungshypothese“, Becker 1981), kritisieren Soziologinnen und Soziologen dies als strukturelles Problem. Die „doppelte Vergesellschaftung“ (Becker-Schmidt 2008), ein Produkt der Industrialisierung, bezeichnet eine doppelte Einbindung der Frauen in das Sozialgefüge, einerseits auf dem Arbeitsmarkt und andererseits im Haushalt. Die daraus resultierende doppelte Belastung ist nicht zum Nutzen der Frauen. Daneben, dass der Haus- und Familienarbeit wenig Wert zugesprochen wird, führt sie zu Hindernissen bei der Integration in den Arbeitsmarkt, die für Männer in deutlich geringerem Ausmass bestehen.

Oesch et al. (2017) zeigen anhand von Paneldaten, dass Frauen starke Lohneinbussen erfahren, sobald sie Mütter werden, wovon ein grosser Teil mit der Reduktion der Arbeitszeit erklärt werden kann. Allerdings bleibt ein Anteil von bis zu 9% des Lohnunterschieds zwischen Müttern und kinderlosen Frauen unerklärt. Mit einem Vignetten-Experiment bei Personalverantwortlichen zeigen die Autoren zudem, dass Mütter geringere Anstellungschancen haben als ansonsten vergleichbare Frauen ohne Kinder und ihnen ein geringerer Lohn zugesprochen wird.

Die tieferen Frauenlöhne lassen sich allerdings nicht allein mit diesem sogenannten „motherhood penalty“ (Budig und England 2001) erklären. In ihrer neuen Studie, finden Combet und Oesch (2019) Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern lange bevor diese eine Familie gründen und beginnen, sich die Hausarbeit ungleich aufzuteilen. Dabei bleibt ein unerklärter Unterschied vorhanden, auch wenn eine Vielfalt von möglichen Einflussfaktoren, darunter Humankapital, Job-Charakteristika und Werte in Bezug auf Arbeit und Familie kontrolliert werden.

Ein Teil des geschlechtsspezifischen Lohnunterschieds erklärt sich weiterhin dadurch, dass Frauen seltener in Führungspositionen gelangen als Männer. Der Frauenanteil unter den Arbeitnehmenden mit Führungsfunktion betrug in der Schweiz im Jahr 2018 36% (BFS 2019b). In den Geschäftsleitungen der 100 grössten Schweizer Firmen befanden sich im selben Jahr nur 7% Frauen. In Verwaltungsräten betrug ihr Anteil immerhin 19% (Schillingreport 2018). Die Bildungserfolge der Frauen schlagen sich also noch nicht in entsprechenden Positionen auf dem Arbeitsmarkt nieder. Bei gleicher Ausbildung und gleichen Karriere-Aspirationen erreichen Frauen seltener eine Führungsposition als Männer (Zimmermann im Erscheinen). Es scheinen also weiterhin unsichtbare Barrieren vorhanden zu sein, die Frauen am Aufstieg hindern (eine so genannte „gläserne Decke“). Forschende, die dieser Argumentation folgen, erklären das Vorhandensein der gläsernen Decke unter anderem mit dem Einfluss sozialer Netzwerke, von denen Männer mehr profitieren als Frauen (für die Schweiz siehe z.B. Rost 2010), oder mit Homophilie, bzw. homosozialer Reproduktion, also der Präferenz der meist männlichen Vorgesetzten, Untergebene des gleichen Geschlechts zu fördern (siehe z.B. Bihagen und Ohls 2006, Holst und Wiemer 2010, Ochsenfeld 2012). Frauen erzielen also tiefere Löhne, weil sie seltener Führungspositionen innehaben. Gleichzeitig ist allerdings der Lohnunterschied zwischen

den Geschlechtern auf den oberen Hierarchiestufen grösser als auf den tieferen Stufen (Blau und Kahn 2016, Strub und Bannwart 2017:42).

## 2.2 Diskriminierung

Trotz umfassender statistischer Modelle zur Erklärung der Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern auf Grundlage der Humankapitaltheorie verbleibt in der Regel eine substantielle Differenz, die nicht auf die besprochenen Faktoren zurückgeführt werden kann. In der Schweiz betrug dieser nicht-erklärte Teil im Zeitraum zwischen 1998 und 2016 im Durchschnitt etwa 40% des Gesamtunterschieds (BFS 2019c, Strub und Stocker 2010). Ein Trend in die eine oder andere Richtung ist nicht auszumachen. Dabei wird kontrovers debattiert, ob diese nicht-erklärte Differenz nun durch Diskriminierung zustande kommt oder lediglich ein Ausdruck unvollständig spezifizierter statistischer Modelle ist. Theoretische Überlegungen sprechen durchaus dafür, dass Diskriminierung zumindest nicht auszuschliessen ist.

Die meistbeachtete theoretische Ansatz zur Erklärung von Diskriminierung beruht auf Gary Beckers „Economics of Discrimination“ (Becker 1973). Demnach erfolgt Diskriminierung aufgrund von Vorurteilen bzw. Abneigungen gegenüber bestimmter Gruppen („taste-based discrimination“). Als Konsequenz werden Mitglieder dieser Gruppen, beispielsweise Frauen, auch bei gleicher Produktivität seltener befördert oder erhalten einen tieferen Lohn. Die diskriminierende Haltung kann dabei von unterschiedlichen Akteuren ausgehen: Den Arbeitgebenden, den anderen Mitarbeitenden oder den Kundinnen und Kunden des Unternehmens. Zumindest in den ersten beiden Fällen sollte auf Abneigung basierende Diskriminierung nach ökonomischer Theorie jedoch nicht vorkommen, da diskriminierende Unternehmen in einem kompetitiven Markt nicht konkurrenzfähig wären und aus dem Markt gedrängt würden. Nach Arrow (1972) sagt Beckers Modell also folglich genau die Abwesenheit des Phänomens voraus, das es zu erklären sucht (siehe auch Guryan und Charles 2013).

Ohne die Annahme diskriminierender Präferenzen kommt das Konzept der „statistischen Diskriminierung“ (Arrow 1972, Phelps 1972) aus. Die unterschiedliche Behandlung von Frauen und Männern wird bei diesem Ansatz dadurch erklärt, dass sich Akteure we-

gen mangelnder Informationen bei der Festlegung des Lohns an statistischen Gruppenmerkmalen orientieren. Das bedeutet, dass diese Gruppenmerkmale umso mehr Gewicht erhalten, je weniger Informationen über die Produktivität eines bestimmten Individuums vorhanden sind. Bei perfekter Information müsste die Diskriminierung also verschwinden. Diese Theorie kann Lohnungleichheiten zwischen den Geschlechtern im Prinzip nur dann erklären, wenn sich die Produktivität der beiden Geschlechter effektiv unterscheidet. Soziologische und sozialpsychologische Studien zeigen allerdings, dass diese These nicht haltbar ist (z.B. Bielby und Bielby 1988). Im Gegenteil, auch wenn Frauen in Job-Evaluationen bessere Bewertungen erhalten, sind es die Männer, die dann trotzdem eher befördert werden (Blau und DeVaro 2007) oder grössere Lohnerhöhungen erhalten (Castilla 2012). Interessant ist das Konzept der statistischen Diskriminierung jedoch, weil die herangezogenen Gruppenbewertungen auch auf Stereotypen beruhen können, die nicht zwingend den Tatsachen entsprechen, sich aber aufgrund selbstverstärkender Prozesse verfestigen oder im Sinne einer selbsterfüllenden Prophezeiung letztlich sogar bewahrheiten mögen.

In diese Richtung geht auch die „status construction theory“ (Ridgeway 1997, 2001) bzw. die „reward expectations theory“ (Auspurg et al. 2017, Berger et al. 1985). Gemäss dieser haben bereits existierende Status- und Ressourcenunterschiede zwischen verschiedenen sozialen Gruppen (insb. zwischen Frauen und Männern) Auswirkungen auf die Interaktionen zwischen den Individuen dieser Gruppen. Dabei entstehen sogenannte „status beliefs“, also Glaubenssätze über den Status der Mitglieder der jeweiligen Gruppen, die in Interaktionen laufend reproduziert werden (vgl. Goffman 1977). Diese Glaubenssätze über den sozialen Status von Frauen und Männern haben zur Folge, dass Frauen weniger kompetent eingeschätzt werden und ihnen ein tieferer Status zugesprochen wird, was eine ungleiche Behandlung, zum Beispiel auf dem Arbeitsmarkt, zur Folge hat (Ridgeway 1997). Es ist also eine Art ein Teufelskreis: Weil Männer öfter in höheren Positionen sind, wird ihnen ein gesellschaftlich höherer Status zugeschrieben, was es wiederum als legitim erscheinen lässt, dass sie höhere Positionen oder höhere Einkommen erhalten (siehe dazu auch Berger et al. 1972).



## 2.3 Verteilungsgerechtigkeit

Dass Frauen aufgrund ihres Geschlechts weniger verdienen als Männer, ist nicht nur gesetzeswidrig, sondern verletzt vermutlich auch das Gerechtigkeitsempfinden vieler Menschen. Sie würden dies somit als unfair bewerten. Doch was ist denn nun ein fairer Lohn? Welche Kriterien sollen entscheiden, wer wieviel von einem bestimmten Gut erhält? Diese Fragen stehen im Zentrum der Theorien über die Verteilungsgerechtigkeit.

Bereits in der Philosophie der Antike wurden Fragen zur Verteilungsgerechtigkeit diskutiert. Dabei haben sich mehrere, sich teilweise widersprechende Kriterien etabliert. Die drei bekanntesten Kriterien sind Gleichheit, Verdienst und Bedürftigkeit (vgl. z.B. Deutsch 1975, Miller 1992, Sabbagh 2001). Gleichheit bedeutet „für alle gleich viel“, ohne irgendwelche Charakteristiken der Personen zu berücksichtigen. Die Wichtigkeit des Kriteriums basiert u.a. auf den Werken von David Hume und kommt heute vor allem im Recht zur Anwendung (gleiche Rechte für alle). Für die Einkommensgerechtigkeit spielt es zumindest in der kapitalistischen Marktwirtschaft eine untergeordnete Rolle.

Dass „allen das Gleiche“ nicht immer gerecht ist, erkannte bereits Aristoteles. Sein in der „nikomachischen Ethik“ eingeführtes Gerechtigkeitsprinzip basiert auf einer „proportionalen Gleichheit“. Für ihn muss „eine gewisse Würdigkeit das Richtmass der distributiven Gerechtigkeit sein“ (Aristoteles 1985:107). Worin diese Würdigkeit nun besteht, lässt er weitgehend offen. In der philosophischen Literatur wird dieses Prinzip nun meist „Verdienst-Prinzip“ genannt und kann verschiedene Aspekte von Verdienst oder Leistung enthalten, zum Beispiel Anstrengung, Fähigkeiten oder Erfolg. Welche dieser Kriterien wie viel zählen sollen, darüber herrscht keine Einigkeit (Lamont 1994).

Das dritte Prinzip ist das der Bedürftigkeit. Demnach sollen diejenigen mehr von etwas bekommen, die einen höheren Bedarf danach haben. Dieses Prinzip hat seine Bedeutung heute hauptsächlich im Zusammenhang mit sozialstaatlichen Massnahmen. So gibt es Leistungen, wie beispielsweise die Sozialhilfe, die an die Bedürftigkeit der Leistungsbeziehenden geknüpft sind. Die Leistungen der Altersvorsorge hingegen basieren eher auf dem Verdienst-Prinzip und werden gemäss den durch Erwerbsarbeit erwirtschafteten Vorsorgeguthaben verteilt (i.d.R. kombiniert mit gewissen an Gleichheit und Bedürftigkeit ausgerichteten Korrekturmechanismen am unteren Ende der sozialen Leiter).

Dass askriptive Merkmale wie Geschlecht, soziale Herkunft, ethnische Zugehörigkeit oder sexuelle Orientierung in zeitgenössischen Theorien zur Verteilungsgerechtigkeit nicht vorkommen und bei der Beurteilung eines gerechten Einkommens keine Rolle spielen sollten, ist kein Zufall. Demzufolge können Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern erst einmal nicht gerecht sein, ausser es werden Gründe gefunden, wonach Frauen entweder weniger „verdienen“ oder weniger benötigen als Männer. In Übereinstimmung mit der Humankapitaltheorie (Becker 1975, Mincer und Polachek 1974) soll eine höhere Produktivität zu einem höheren Einkommen führen. Damit also Frauen gerechterweise weniger erhalten als Männer, müsste ihre Produktivität tiefer sein. Dies wurde in einer Vielzahl empirischer Studien untersucht und konnte nicht belegt werden (Castilla 2012). Bei gleichen Voraussetzungen weisen Frauen die gleiche Produktivität auf wie Männer.

Auch in Bezug auf das zweite Gerechtigkeitskriterium, Bedürftigkeit, leuchtet es nicht auf Anhieb ein, wieso Frauen weniger verdienen sollten als Männer. Oder führen sie etwa einen bescheideneren Lebensstil? Das häufigste diesbezügliche Argument ist, dass verheiratete Frauen auf das Einkommen ihres Mannes zählen können und deshalb weniger darauf angewiesen sind, ein gleichwertiges Einkommen zu generieren. Diese Überlegungen basieren auf einer geschlechtsspezifischen Rollenteilung, die dem Mann die Erwerbsarbeit zuweist und die Frau für die Hausarbeit und Kindererziehung vorsieht. Auch wenn sich in den letzten Jahrzehnten diesbezüglich einiges verändert hat, die Grundfesten wurden nicht erschüttert. In der Schweiz waren im Jahr 2018 82.4% der erwerbstätigen Männer in einem Vollzeit Pensum (90–100%) beschäftigt, hingegen traf dies lediglich auf 41% der erwerbstätigen Frauen zu (BFS 2019d). Dementsprechend sind die Frauen auch für einen weitaus grösseren Teil der unbezahlten Haus- und Familienarbeit verantwortlich. So leisteten 15–64-jährige Frauen im Jahr 2016 im Mittel 30 Stunden Haus- und Familienarbeit pro Woche; bei den Männern waren es nur 18 Stunden (BFS 2017).

Dass Frauen weniger verdienen, wenn sie weniger bezahlte Erwerbsarbeit leisten, mag einleuchten. Dass sie aber für gleichwertige Arbeit (in Inhalt und Umfang) weniger Lohn erhalten, lässt sich vorerst nur schlecht damit erklären, dass sie eben mehr Zeit für die Familie aufwenden als Männer. Auch die umgekehrte These, dass verheiratete Männer bei der Entlohnung einen sogenannten „Heiratsbonus“ erhalten, wird kontrovers diskutiert. Diverse Studien zeigen, dass verheiratete Männer im Durchschnitt mehr verdienen als al-

leinstehende (Budig und Lim 2016, Killewald und Gough 2013). Gemäss Beckers (1981) Spezialisierungs-Hypothese liegt der Grund darin, dass es ökonomisch sinnvoll sei, wenn sich verheiratete Männer auf die Erwerbsarbeit konzentrieren und sich Frauen aufgrund des komparativen Vorteils bezüglich des Kinderkriegens auf die Haus- und Familienarbeit spezialisieren. Diese These ist allerdings umstritten. Die Untersuchungen von Ludwig und Brüderl (2011) und Jakobsson und Kotsadam (2016) zeigen etwa, dass ein Selektionseffekt vorliegt, nach dem Männer mit höherem Einkommenspotenzial öfter heiraten. Die „Heiratsprämie“ der Männer könnte ein Artefakt dieser Selektion sein. Alternativ wird vermutet, dass von Seiten der Arbeitgebenden eine positive Diskriminierung stattfinden könnte, in dem Sinne, dass diese bereit sind, verheirateten Männern aufgrund von traditionellem Rollendenken (Mann als Haupternährer) mehr Lohn zu bezahlen (Budig und Lim 2016; vgl. auch Killewald und Gough 2013). McDonald (2019) findet eine – wenn auch bescheidene – Heiratsprämie für Männer und zwar sowohl in einer Paneldatenanalyse als auch in einem Vignettenexperiment. Traditionelle Rollenbilder mögen also dazu beitragen, dass den Frauen (zumindest wenn sie verheiratet sind) gemäss dem Bedürfnigkeitsprinzip weniger Lohn zugesprochen wird als den Männern – oder umgekehrt die Männer einen Heiratsbonus erhalten.

## 2.4 Empirische Gerechtigkeitsforschung

Um herauszufinden, wie die Menschen denken und welche Kriterien ihnen bei Verteilungsfragen wichtig sind, wurden in der empirischen Sozialforschung in den letzten Jahren vermehrt Vignetten-Experimente (bzw. faktorielle Surveys) durchgeführt. Vorgeschlagen wurde die Methode aber bereits früher durch Peter H. Rossi (vgl. Rossi 1979, Rossi und Nock 1982). Aufbauend auf den Pionierarbeiten im Bereich der Einkommensgerechtigkeit (Jasso 1980, Jasso und Rossi 1977, Jasso und Webster Jr 1997) wurden verschiedene Studien durchgeführt, die fast alle einen „just gender pay gap“ aufzeigten. Das heisst, wenn die Befragten die Löhne von Frauen und Männern beurteilen mussten, die sich in ihren Eigenschaften nicht unterschieden, empfanden sie für Frauen i.d.R. tiefere Einkommen als gerecht als für Männer (Jasso und Webster Jr 1997, Jann 2003, Gatskova 2015, Sauer et al. 2009). In einigen Studien, insbesondere wenn Studierende befragt wurden, fand sich

kein solcher Effekt (Auspurg et al. 2009) oder sogar ein leichter Vorteil für die Frauen (Jasso und Webster Jr 1999).

Auspurg et al. (2017) testeten mehrere der in den vorherigen Abschnitten diskutierten Theorien. Um zu überprüfen, ob statistische Diskriminierung eine Ursache für tiefere Frauenlöhne sein könnte, präsentierten sie den Befragten Vignetten mit unterschiedlich vielen Informationen, aus denen Rückschlüsse auf die Produktivität der beschriebenen Personen gezogen werden konnten. Danach musste deren Einkommen bewertet werden. Trifft die Theorie zu, müsste der Lohnunterschied zwischen den bewerteten Frauen- und Männervignetten dann am grössten sein, wenn am wenigsten Information, aus der die Produktivität abgeleitet werden könnte, vorhanden ist. Die Hypothese wurde allerdings nicht bestätigt: Mehr Information führte nicht dazu, dass für Frauen und Männer der gleiche Lohn als gerecht empfunden wurde. Der Lohnunterschied zu Ungunsten der Frauen blieb vorhanden. Weiter testeten sie, ob die Theorie zutrifft, dass Frauen und Männern ein unterschiedlicher Status zugeschrieben wird und dies zu einer ungleichen Bewertung der Frauen- und Männervignetten führt („rewards expectation theory“). Wenn es zutrifft, dass Männern mehr Fähigkeiten zugesprochen werden, sollte dies in männerdominierten Berufen besonders der Fall sein, da dort Vorurteile über geschlechtsspezifische Kompetenzen besonders zum Tragen kommen. Weiter sollte der Unterschied ebenfalls grösser sein, wenn die Befragten in Berufen mit hoher Lohnungleichheit arbeiten, da existierende Ungleichheiten sich in den Köpfen der Menschen verfestigen und sich somit auch immer wieder reproduzieren (Auspurg et al. 2017:182). Diese Hypothesen wurden teilweise bestätigt. Es zeigte sich, dass Lohnunterschiede in der Branche der Befragten wie auch in derjenigen der Vignetten-Personen eine Rolle spielen: Je grösser der reale Lohnunterschied ist, desto unterschiedlicher war auch die Bewertung der Frauen- und Männerlöhne. Hingegen hatte der Frauenanteil im Beruf keinen signifikanten Effekt. Insgesamt sprechen Erkenntnisse durchaus dafür, dass „gender status beliefs“ eine Rolle spielen bei der Bewertung von Einkommen.

Weitere experimentelle Forschung untersuchte den Einfluss der verschiedenen Gerechtigkeitsprinzipien auf die Beurteilung eines gerechten Lohns (Jasso und Rossi 1977). Das Verdienst-Prinzip wird dabei u.a. anhand der Arbeitsleistung der beschriebenen Person evaluiert. So sollen Personen mit einer höheren Leistung mehr verdienen als solche, die

eine geringere Leistung erbringen (Auspurg et al. 2017, Gatskova 2015, Jann 2003). Die Beurteilung des Bedürftigkeits-Prinzips wird oftmals über den Zivilstand oder anhand von Kindern im Haushalt ermittelt. Die Untersuchungen von Gatskova (2015) und Sauer et al. (2009) zeigten etwa, dass gemäss den Befragten Personen, die mit einer nichterwerbstätigen Person verheiratet sind, mehr Einkommen erhalten sollen als andere. Allerdings bleibt in diesen beiden Experimenten unklar, ob dies für Frauen und Männer gleichermaßen gilt. Shamon und Dülmer (2014) diskutieren diesen Aspekt und leiten die Hypothese her, dass den Männern aufgrund der geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung ein höheres Einkommen zugestanden wird als den Frauen. In ihrem Vignetten-Experiment, in dem sie mit einer nichterwerbstätigen Person verheiratete Frauen und Männer verglichen, liess sich die Hypothese jedoch nicht bestätigen.

## 2.5 Unsere Studie

Wir knüpfen in unserer Studie mit drei aufeinander aufbauenden Vignetten-Experimenten an diese Literatur an. In *Experiment 1* untersuchen wir erstens, ob es einen Unterschied im „gerechten“ Lohn für Frauen und Männer gibt. Zweitens interessiert uns, ob Prinzipien der Verteilungsgerechtigkeit, namentlich Verdienst und Bedürftigkeit, bei der Beurteilung eines gerechten Lohns zur Anwendung kommen. Dank dem experimentellen Design können wir Diskriminierung (i.S. eines „just gender pay gap“) von anderen Ursachen, wie bspw. unterschiedliches Humankapital isolieren, wir können jedoch nicht genau sagen, wie diese Diskriminierung zustande kommt. Den Verdienst operationalisieren wir anhand des beruflichen Engagements der beschriebenen Person. Wie hoch die Bedürftigkeit ist, variieren wir durch die familiäre und finanzielle Situation.

In *Experiment 2* versuchen wir die Ergebnisse von Experiment 1 in Bezug auf die Relevanz des Geschlechts zu replizieren. Um weitere mögliche Einflussfaktoren, die mit der familiären Situation zusammenhängen könnten, zu kontrollieren, halten wir in diesem Experiment den Zivilstand konstant. Alle Vignetten-Personen werden als alleinstehend und ohne Kinder beschrieben. Zweitens und damit zusammenhängend interessiert uns, ob die horizontale Segregation einen Einfluss auf die Einkommensbewertung hat. Ist der

„just gender pay gap“ in einem typischen Frauenberuf anders als in einem typischen Männerberuf?

Als Reaktion auf die Ergebnisse der beiden vorhergehenden Experimente überprüfen wir in *Experiment 3*, ob das Bedürftigkeits-Prinzip in Zusammenhang mit der Spezialisierungs-Hypothese und den damit einhergehenden Rollenbildern für den „just gender pay gap“ verantwortlich sein könnte. Konkret geht es darum zu untersuchen, ob sich das „gerechte“ Einkommen von Frauen und Männern nur dann unterscheidet, wenn Hinweise auf eine andere Person vorliegen, die möglicherweise zum Haushaltseinkommen beiträgt.

## 3 Daten und Methode

### 3.1 Datenerhebungen und experimentelle Designs

Die Daten von *Experiment 1* stammen aus einer schriftlichen Befragung zum Thema „Ungleichheit und Gerechtigkeit“, die 2001 am Institut für Soziologie der Universität Bern durchgeführt wurde. Befragt wurden Personen einer Zufallsstichprobe der deutschschweizerischen Wohnbevölkerung im Alter von mindestens 18 Jahren (es handelte sich um eine einfache Wahrscheinlichkeitsauswahl von Haushalten aus dem Telefonverzeichnis; pro Haushalt wurde je eine zu befragende Zielperson anhand der Geburtstagsmethode bestimmt). Die Ausschöpfungsquote beträgt 34% (531 gültige Interviews). Für detailliertere Informationen zu der Erhebung und den Daten siehe Jann (2001).

Die Befragung enthält eine Reihe von Fragen zu unterschiedlichen Aspekten von Ungleichheit und Gerechtigkeit. Enthalten ist zudem das genannte Vignetten-Experiment. Dieses besteht darin, dass die Befragten eine Bewertung zu einer Vignette – also einer Beschreibung einer spezifischen Situation – abgeben. Eine Beispielvignette aus der Befragung ist in Abbildung 1 dargestellt. Variiert wurden die Faktoren *Geschlecht*, *Bedürftigkeit*, und *Leistung*; siehe Tabelle 1 zu Ausprägungen und Wortlaut der Variationen. Die anderen in der Vignette angesprochenen Merkmale (Alter, Beruf, Einkommen) wurden konstant gehalten. Aus der Variation der drei Faktoren mit je zwei Ausprägungen

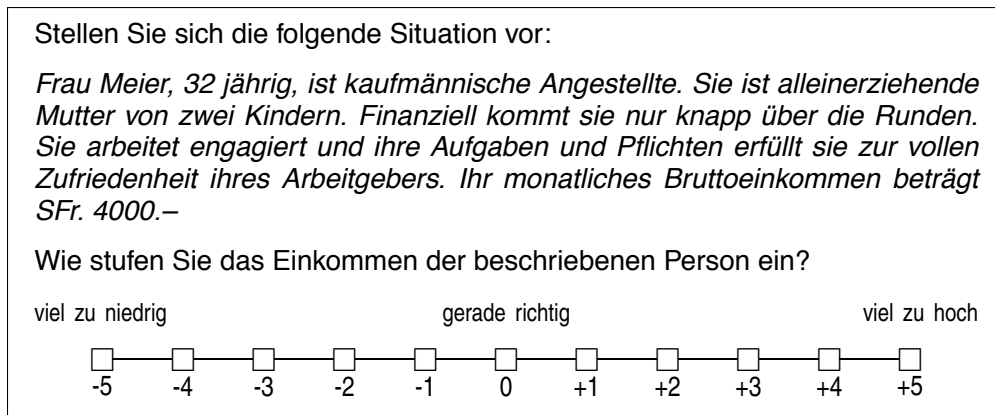


Abbildung 1: Beispiel einer Vignette aus Experiment 1

Tabelle 1: Experimentelle Faktoren in Experiment 1

Faktor	Ausprägung	Wortlaut
Geschlecht	männlich	„Herr Meier“
	weiblich	„Frau Meier“
Bedürftigkeit	tief	„Er/sie ist verheiratet in kinderloser Ehe. Finanzielle Sorgen kennt er/sie keine.“
	hoch	„Er/sie ist alleinerziehender Vater/alleinerziehende Mutter von zwei Kindern. Finanziell kommt er/sie nur knapp über die Runden.“
Leistung	tief	„Sein/ihr berufliches Engagement lässt zu Wünschen übrig und die Anforderungen an seine/ihre Leistung erfüllt er/sie nur knapp“
	hoch	„Er/sie arbeitet engagiert und seine/ihre Aufgaben und Pflichten erfüllt er/sie zur vollen Zufriedenheit seines/ihres Arbeitgebers“

( $2 \times 2 \times 2$ -Design) ergaben sich acht verschiedene Vignetten, die den Befragten per Zufall zugewiesen wurden.

Die Daten von *Experiment 2* stammen aus einer Kurzbefragung zum Thema „Lohnniveau in der Schweiz“, die im Jahr 2006 an der ETH Zürich realisiert wurde. Es handelte sich dabei um eine postalische Befragung einer Zufallsstichprobe der deutschschweizerischen Wohnbevölkerung (371 gültige Interviews bei einer Ausschöpfungsquote von 41%; wie bei Experiment 1 wurde eine Haushaltsstichprobe aus dem Telefonverzeichnis gezogen und die Befragungsperson per Geburtstagsmethode bestimmt). Das Vignetten-Experiment hatte ein  $2 \times 2 \times 3 \times 3$ -Design (36 Kombinationen) mit den in Tabelle 2 dargestellten Faktoren (eine Beispielvignette findet sich in Abbildung 2).

Stellen Sie sich die folgende Situation vor: „Herr Walter, 32 jähig, allein stehend und ohne Kinder, ist vollzeiterwerbstätiger Journalist. Seine Aufgaben und Pflichten erfüllt er zur vollen Zufriedenheit seines Arbeitgebers. Sein monatliches Bruttoeinkommen beträgt 5500 Franken.“

Wie stufen Sie das Einkommen der beschriebenen Person ein?

viel zu niedrig							gerade richtig						viel zu hoch	
<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5				

Abbildung 2: Beispiel einer Vignette aus Experiment 2

Tabelle 2: Experimentelle Faktoren in Experiment 2

Faktor	Ausprägung	Wortlaut
Geschlecht	männlich	„Herr Walter/Ismailovic“
	weiblich	„Frau Walter/Ismailovic“
Nationalität	schweizerisch	„Herr/Frau Walter“
	ausländisch	„Herr/Frau Ismailovic“
Beruf	gemischt	„Journalist/in“ (J)
	frauendominiert	„Krankenpfleger/in“ (K)
	männerdominiert	„Schreiner/in“ (S)
Einkommen	tief	J: „5000“, K: „4000“, S: „4500“
	mittel	J: „5500“, K: „4500“, S: „5000“
	hoch	J: „6000“, K: „5000“, S: „5500“



**In letzter Zeit wird viel über die Höhe von Löhnen in verschiedenen Berufen gesprochen. Wir interessieren uns für Ihre persönliche Einschätzung zu diesem Thema.**

---

Stellen Sie sich die folgende Situation vor:

Frau Müller, 25-jährig, allein stehend und ohne Kinder, arbeitet als kaufmännische Angestellte im Rechnungswesen eines mittleren Dienstleistungsbetriebs und erbringt dort überdurchschnittliche Leistungen. Ihr monatliches Bruttoeinkommen beträgt 5000 Franken.

**Wie bewerten Sie das Einkommen dieser Person? Ist das Einkommen Ihrer Meinung nach gerecht oder ist es ungerechterweise zu hoch oder zu niedrig?**

viel zu niedrig			gerecht					viel zu hoch		
-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5
<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Abbildung 3: Beispiel einer Vignette aus Experiment 3

*Experiment 3* wurde 2010 im Rahmen einer Panelbefragung zum Umweltsurvey 2007 der ETH Zürich durchgeführt. Befragt wurden Personen einer repräsentativen Zufallsstichprobe der Schweiz. Von den 2'517 Personen der Bruttostichprobe (Teilnehmende der Erstbefragung, die für die Teilnahme am Panel angeschrieben wurden) nahmen 1'945 Personen teil, was einem Rücklauf von 77% entspricht (die Ausschöpfungsquote der Erstbefragung im Jahr 2007 betrug 52%; für weitere Informationen zum Umweltsurvey 2007 und der Panelbefragung 2010 siehe Diekmann et al. 2009, 2012). Wie in den vorangehenden beiden Befragungen wurden die Versuchspersonen u.a. gebeten, eine Vignette zu bewerten (siehe Abbildung 3 für eine Beispielvignette). Die Vignetten wurden anhand eines  $2 \times 2 \times 2 \times 3$ -Designs (24 Kombinationen) auf den in Tabelle 3 dargestellten Dimensionen variiert.

In jedem der drei Experimente wurde den Befragten nach dem Zufallsprinzip jeweils eine Vignette zur Beurteilung zugewiesen (voll randomisiertes Design). Durch ein solches Vorgehen wird gewährleistet, dass die Vignetten-Faktoren nicht mit den Eigenschaften der Befragten zusammenhängen und auch untereinander nicht korreliert sind. Die bivariaten Effekte der Vignetten-Faktoren auf die Bewertung können also abgesehen von Zufallsvariationen – und unter dem Vorbehalt, dass anders als in einem Laborexperiment

Tabelle 3: Experimentelle Faktoren in Experiment 3

Faktor	Ausprägung	Wortlaut
Geschlecht	männlich	„Herr Müller“
	weiblich	„Frau Müller“
Zivilstand	alleinstehend	„alleinstehend und ohne Kinder“
	verheiratet	„verheiratet in kinderloser Ehe“
Leistung	durchschnittlich	„erbringt dort durchschnittliche Leistungen“
	überdurchschnittlich	„erbringt dort überdurchschnittliche Leistungen“
Einkommen	tief	„5000“
	mittel	„5500“
	hoch	„6000“

nicht alle Rahmenbedingungen kontrolliert wurden – als kausal interpretiert werden (keine Scheinkorrelationen; die Einflüsse sämtlicher Drittvariablen sind im Erwartungswert neutralisiert). Um Effekten sozialer Erwünschtheit entgegen zu wirken, wurde jeder Befragungsperson nur eine Vignette zur Bewertung vorgelegt („between subject design“). Würden mehrere Vignetten mit variierenden Ausprägungen präsentiert, hätten die Befragten die Möglichkeit, die Alternativen zu vergleichen und die Bewertungen mit einem sozial erwünschten oder politisch korrekten Antwortverhalten abzustimmen. Liegt jedoch nur eine Vignette vor, so ist für die befragten Personen unklar, welche Merkmale variiert werden (bzw. dass überhaupt etwas variiert wird), und die abgegebenen Bewertungen werden nicht durch Vergleichsprozesse beeinflusst. Effekte der sozialen Erwünschtheit sollten so weitgehend ausgeschlossen werden können.<sup>1</sup>

### 3.2 Analysestrategie

Alle drei Befragungen verwendeten ein Stichprobendesign, bei dem die Auswahlwahrscheinlichkeiten der Personen nicht konstant waren. Um deskriptive Aussagen über die Population zu treffen, wären bei den Analysen somit Gewichtungen notwendig. Da wir mit einem experimentellen Design arbeiten und es in erster Linie darum geht, die kausalen Strukturen aufzudecken – und die Generalisierung i.S. repräsentativer deskriptiver

<sup>1</sup>Empirische Evidenz dazu, dass sich Effekte sozialer Erwünschtheit mit einem „between subject design“ reduzieren lassen (im Vergleich zu einem „within subject design“), wurde kürzlich von Walzenbach (2019) vorgelegt.

Aussagen über die Population weniger im Vordergrund steht –, verzichten wir jedoch auf eine Gewichtung. Aus dem gleichen Grund verzichten wir auf eine Einschränkung der Stichprobe der dritten Befragung auf die Deutschschweiz und behalten die Fälle aus der französischen und italienischen Schweiz bei (die ersten beiden Befragungen beziehen sich nur auf die Deutschschweiz). Die Daten zu gewichten oder Fälle auszuschliessen, würde die Effizienz der Schätzungen und somit die Wahrscheinlichkeit, bestehende Effekte zu finden, unnötig reduzieren. Gewichtete Resultate sowie Resultate unter Einschränkung auf die Deutschschweiz finden sich der Vollständigkeit halber im Online-Anhang. Die nachfolgend berichteten Zusammenhangsmuster bleiben erhalten, aber die Konfidenzintervalle sind erwartungsgemäss etwas grösser.

Da die Experimente mit einem voll randomisierten Design durchgeführt wurden, liefern einfache Mittelwertsvergleiche zwischen den Ausprägungen der Faktoren erwartungstreue Schätzer der kausalen Effekte. Die Schätzer sind jedoch nicht unbedingt effizient. Um die Effizienz zu erhöhen und zufällige Abweichungen vom einem balancierten Design auszugleichen, berichten wir nachfolgend durchschnittliche Vorhersagen („predictive margins“) von saturierten Regressionsmodellen, die alle experimentellen Faktoren sowie die Interaktionen zwischen den Faktoren simultan berücksichtigen.<sup>2</sup> Die Differenz dieser „predictive margins“ zwischen den zwei Ausprägungen eines dichotomen Faktors ist äquivalent zu einem Regression-Adjustment-Schätzer des Treatment-Effekts des Faktors. Ergänzende Ergebnisse basierend auf einfachen Mittelwertsvergleichen finden sich im Online-Anhang; die durchschnittlichen Bewertungen für die verschiedenen Kombinationen der experimentellen Faktoren sind zudem in Tabelle 5 aufgeführt.

Abhängige Variable in den Modellen ist jeweils die durch die Befragten angegebene Bewertung auf einer Skala von  $-5$  „viel zu niedrig“ bis  $5$  „viel zu hoch“. Die Ergebnisse sind also bezüglich dieser Skala zu verstehen. Wurden etwa die weiblichen Vignetten durchschnittlich höher bewertet als die männlichen Vignetten, dann heisst das, dass das beschriebene Einkommen in der weiblichen Vignette eher als zu hoch (bzw. weniger stark als zu tief) eingeschätzt wurde. Dies bedeutet gleichzeitig, dass die männliche Vignet-

---

<sup>2</sup>Dies gilt zumindest für die inhaltlich motivierten Faktoren. In den Experimenten 2 und 3 wurde jeweils auch noch das Einkommen variiert, um die Ergebnisse wie nachfolgend beschrieben in monetäre Einheiten umrechnen zu können. Das Einkommen nehmen wir jeweils als linearen Prädiktor in die Modelle auf und verzichten auf Interaktionen mit den anderen Faktoren.

te ein höheres Einkommen hätte aufweisen müssen als die weibliche Vignette, um eine vergleichbare Bewertung zu erzeugen.

Wie gross dieser zusätzliche Betrag für die Männer genau hätte sein müssen, bleibt zunächst unbestimmt, für die Experimente 2 und 3 lässt er sich jedoch durch eine einfache Umrechnung abschätzen, da in diesen Experimenten neben den inhaltlich interessierenden Faktoren auch das Einkommen variiert wurde. Das Verfahren, das sich an indirekten Methoden zur Messung von Zahlungsbereitschaft orientiert, ist denkbar einfach. Der Kehrwert des Effekts, den eine Veränderung des angegebenen Einkommens auf die Bewertung hat (d.h., der Kehrwert des Einkommenskoeffizienten im Regressionsmodell), kann als Quantifizierung des Frankenwerts einer Einheit auf der Bewertungsskala angesehen werden. Eine Differenz auf der Bewertungsskala lässt sich nun einfach mit diesem Kehrwert multiplizieren, um den entsprechenden Frankenbetrag zu erhalten. Natürlich handelt es sich nur um eine Approximation, da zum Beispiel angenommen wird, dass der Einkommenseffekt additiv ist und über die gesamte Skala gleich bleibt.<sup>3</sup>

## 4 Resultate

### 4.1 Experiment 1

Abbildung 4 zeigt die durchschnittlichen Einkommensbewertungen in Abhängigkeit des Geschlechts der beschriebenen Person, im Total sowie aufgeschlüsselt nach Bedürftigkeit und Leistung (dargestellt sind, wie oben erläutert, durchschnittliche Vorhersagen aus einem Regressionsmodell unter Berücksichtigung von Interaktionseffekten). Alle drei Kriterien – Geschlecht, Leistung und Bedürftigkeit – spielen bei der Beurteilung des Einkommens eine Rolle. Zudem scheint der Effekt des Geschlechts relativ unabhängig zu sein vom Leistungs- und Bedürftigkeitsniveau.

Auf der Skala von  $-5$  („viel zu niedrig“) bis  $5$  („viel zu hoch“) erhalten Frauen den Wert  $-0.61$ . Ihr durchschnittliches Vignetten-Einkommen wird somit als etwas zu niedrig eingestuft. Die durchschnittlichen Vignetten-Einkommen der Männer hingegen werden

---

<sup>3</sup>Für die unten berichteten Resultate verwenden wir einen Ansatz, bei dem die einzelnen Vorhersagewerte durch den Einkommenskoeffizienten geteilt und um das in der Vignette angegebene Einkommen verschoben werden. Der Ansatz führt zu identischen Resultaten, vereinfacht aber die Berechnungen.

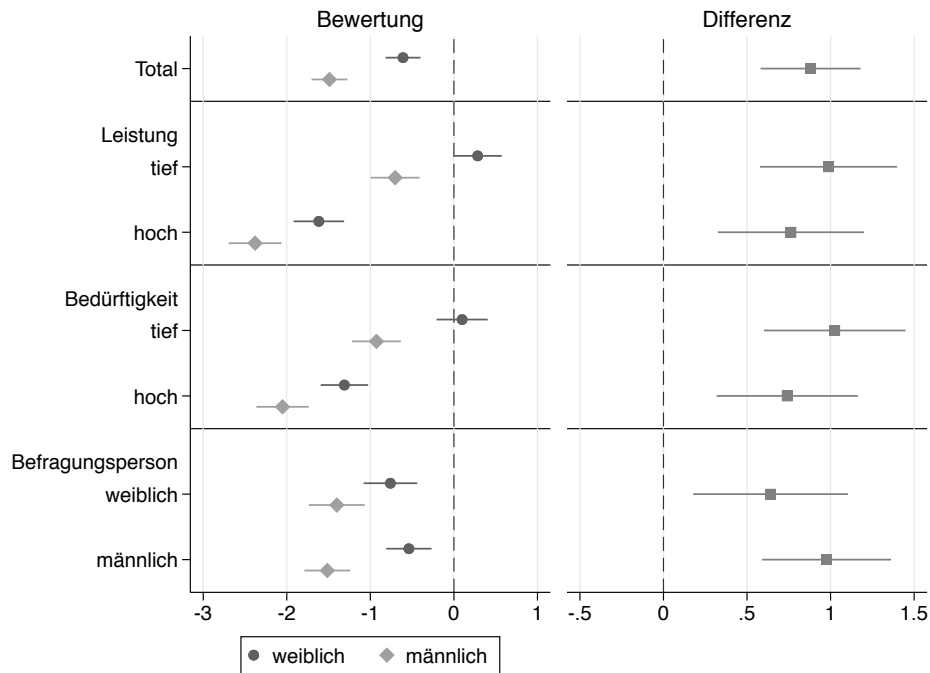


Abbildung 4: Einkommensbewertungen nach Geschlecht der beschriebenen Person in Experiment 1 („predictive margins“ sowie deren Differenzen, inkl. 95%-Konfidenzintervalle)

mit einem Wert von  $-1.49$  deutlicher als zu niedrig einstuft. Das heisst, wenn es sonst keine Unterschiede gibt zwischen Frauen und Männern, wird für Frauen ein signifikant tieferes Einkommen als gerecht empfunden.

Das Einkommen von Personen, denen in den Vignetten eine hohe Leistung in Form von Engagement und Arbeitserfüllung zur Zufriedenheit des Arbeitgebers attestiert wurde, wird häufiger als zu tief eingestuft als dasjenige von Personen, deren Leistung zu wünschen übrig lässt. Die Mittelwertdifferenz (über beide Geschlechter; nicht dargestellt) von  $1.80$  ist gross und signifikant ( $p < 0.001$ ). Leistung soll also belohnt werden. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei der Bedürftigkeit. Diese wurde anhand von zwei unterschiedlichen Kriterien operationalisiert: Einerseits die familiäre Situation (alleinerziehend oder verheiratet ohne Kinder) und andererseits die effektiven finanziellen Bedürfnisse („kommt nur knapp über die Runden“ vs. „kennt keine finanziellen Sorgen“). Alleinerziehende, die sich in finanziell prekären Verhältnissen befinden, sollen mehr verdienen als verheiratete ohne Kinder, die keine finanziellen Sorgen haben (Differenz über beide Geschlechter:  $1.27$ ,  $p < 0.001$ ). Dadurch, dass diese beiden Kriterien – Kinder und finanzielle Sorgen – nicht auch separat variiert wurden, kann allerdings nicht festgestellt werden, ob bei

der Beurteilung eines von beiden wichtiger ist, ob beide die gleiche Rolle spielen, oder ob die Kombination von beiden ausschlaggebend ist. Ein Zusammenhang ist allerdings anzunehmen, denn es ist bekannt, dass die finanziellen Bedürfnisse von Familien mit Kindern höher sind als diejenigen von Menschen ohne Kinder. Zudem sind Alleinerziehende überdurchschnittlich oft von Armut betroffen und auf Sozialhilfe angewiesen (Amacker et al. 2015). Zusammengefasst zeigen unsere Analysen, dass beide Kriterien der Verteilungsgerechtigkeit, also Leistung und Bedürftigkeit, bei der Beurteilung eines gerechten Einkommens relevant sind.

Als nächstes gehen wir der Frage nach, wie die verschiedenen Kriterien der Verteilungsgerechtigkeit mit dem askriptiven Merkmal Geschlecht in Verbindung gebracht werden können. Kann der Geschlechterunterschied mit einem der anderen Kriterien erklärt werden? In den Vignetten wurden Leistung, Bedürftigkeit und Geschlecht randomisiert. Das heisst, die Leistung und Bedürftigkeit der Frauen unterscheidet sich nicht systematisch von derjenigen der Männer. Somit ist der Geschlechterunterschied nicht auf ein unterschiedliches Leistungs- oder Bedürftigkeitsniveau zurückzuführen. Von Interesse ist jedoch auch die Frage, ob Leistung und Bedürftigkeit für beide Geschlechter gleich bewertet werden oder ob das Leistungs- und das Bedürftigkeitsprinzip bei den beiden Geschlechtern unterschiedlich zur Anwendung kommen. In Abbildung 4 ist ersichtlich, dass Frauen und Männer bei gleicher Leistung unterschiedlich bewertet wurden (die Mittelwerte unterscheiden sich signifikant) und dass diese Differenz bei tiefer Leistung tendenziell etwas grösser ist als bei hoher. Bei Frauen ist der Wert bei tiefer Leistung positiv, was dahingehend zu interpretieren ist, dass ihr Einkommen im Schnitt als zu hoch beurteilt wurde. Bei Männern hingegen ist dies nicht der Fall. Ihr Einkommen wird auch bei tiefer Leistung als eher zu tief eingestuft. Es gibt also eine leichte Tendenz, Leistung von Frauen und Männern nicht gleich zu beurteilen. Allerdings sind die Unterschiede gering und die entsprechenden Differenzen nicht signifikant ( $p = 0.46$ ). Wie sieht es bezüglich des Bedürftigkeitsprinzips aus? Auch wenn es sich bei der Bedürftigkeit um etwas komplett anderes handelt als bei der Leistung, fallen die Resultate vergleichbar aus. Besteht eine hohe Bedürftigkeit, wird das Vignetten-Einkommen der Männer signifikant deutlicher als zu tief bewertet als dasjenige der Frauen, welches ebenfalls als zu niedrig eingeschätzt wird. Alleinerziehende Männer in knappen finanziellen Verhältnissen sollen also mehr verdienen

als vergleichbare alleinerziehende Frauen. Bei tiefer Bedürftigkeit, also bei Verheirateten ohne Kinder, wird das Einkommen der Frauen, im Gegenteil zu dem der Männer, als etwas zu hoch eingeschätzt (Abbildung 4). Die Differenz zwischen verheirateten Frauen und Männern ist etwas grösser als diejenige zwischen Alleinstehenden. Erklären lässt sich eine solche Differenz mit der in unserer Gesellschaft weiterhin vorherrschenden geschlechtsspezifischen Rollenteilung, bei der Männer mehr zum Haushaltseinkommen beitragen und Frauen sich hauptsächlich um den Haushalt und die Kinder kümmern, woraus ein höherer Einkommensbedarf des Mannes abgeleitet werden kann. Die Differenz befindet sich jedoch in einer ähnlichen Grössenordnung wie bei der Leistung und ist ebenfalls nicht signifikant ( $p = 0.35$ ).

In Abbildung 4 ist weiterhin der Einfluss des *Geschlecht der Versuchsperson* dargestellt. Im Total ist der Effekt des Geschlechts der Versuchsperson fast null und nicht signifikant ( $p = 0.71$ ), was bedeutet, dass Frauen und Männer die Vignetten gesamthaft nicht verschieden beurteilten. Es könnte jedoch sein, dass jeweils das eigene Geschlecht bevorzugt wird. Deshalb ist in der Abbildung der Effekt des Vignettengeschlechts getrennt nach Geschlecht der Versuchsperson ausgewiesen. Die männlichen Versuchspersonen haben tendenziell einen etwas grösseren Unterschied zwischen Frauen und Männern gemacht als die weiblichen Versuchspersonen, die Differenz ist aber nicht statistisch signifikant ( $p = 0.28$ ). Tatsächlich ist es so, dass auch Frauen den Männern in den Vignetten ein höheres Einkommen zugestanden haben als den Frauen. Der Effekt des Geschlechts der Vignette ist für Männer ( $p < 0.001$ ) wie auch für Frauen ( $p < 0.007$ ) signifikant.

Die verschiedenen Analysen haben gezeigt, dass das Geschlecht der Vignette und die beiden Kriterien der Verteilungsgerechtigkeit – Verdienst und Bedürftigkeit – eine entscheidende Rolle spielen bei der Beurteilung, ob ein bestimmtes Einkommen als gerecht empfunden wird. Das Hauptresultat von Experiment 1 ist ohne Zweifel, dass Frauen unter sonst gleichen Umständen weniger Einkommen zugestanden wird als Männern – und zwar von beiden Geschlechtern! Dieses Resultat ist überraschend, würde man in einer aufgeklärten und nach meritokratischen Prinzipien organisierten Gesellschaft doch erwarten, dass das Geschlecht bei der Einkommensbewertung keine Rolle spielt. Entgegen dieser Erwartung scheinen die Befragten die Situationen von Frauen und Männern jedoch – zumindest unbewusst – mit unterschiedlichen Massstäben bewerten.

Das Experiment liefert allerdings keine Erklärung dafür, warum ein solcher Unterschied gemacht wird. Weiterhin wurden beim Bedürftigkeitskriterium zwei unterschiedliche Dimensionen vermischt. Es ist deshalb nicht möglich zu beurteilen, ob die familiäre oder eher die finanzielle Situation für die Versuchspersonen für den Effekt des Bedürftigkeit entscheidend war.

## 4.2 Experiment 2

Die Resultate des Experiments sind in Abbildung 5 dargestellt (wiederum durchschnittliche Vorhersagen unter Berücksichtigung von Interaktionen). Da das Einkommen in der Vignette variiert wurde, lassen sich die Ergebnisse auch zu Frankenbeträgen umrechnen; diese Resultate finden sich in Abbildung 6. Im Gegensatz zu Experiment 1 spielt das Geschlecht bei der Bewertung der Einkommen in Experiment 2 keine Rolle. Das in der Vignette angegebene Einkommen wurde bei Frauen und Männern gleichermassen im Durchschnitt als etwas zu tief bewertet. Die befragten Personen haben also keine diskriminierenden Präferenzen gegenüber Frauen geäußert. Auch aufgeschlüsselt nach Berufen und nach Nationalität lassen sich keine substanziellen Unterschiede zwischen der Bewertung der weiblichen und der männlichen Vignette feststellen. Weiterhin hat auch das Geschlecht der Versuchsperson keinen Einfluss; das heisst, Frauen wie auch Männer haben keinen Unterschied gemacht zwischen der Bewertung der weiblichen und der männlichen Vignette.

In Experiment 2 finden wir also überraschenderweise keinen geschlechtsspezifischen Unterschied bei der Einkommensbewertung der Vignetten, obwohl das Studiendesign sehr ähnlich war wie das von Experiment 1. Wie lässt sich diese Diskrepanz erklären? In beiden Studien wurde eine repräsentative Zufallsstichprobe der Deutschschweiz befragt, womit wir ausschliessen können, dass es sich um Resultate für grundsätzlich verschiedene Populationen handelt. Auch gehen wir nicht davon aus, dass den unterschiedlichen Ergebnissen fundamentale Veränderungen in den Einstellungen zu Geschlechtergerechtigkeit zugrunde liegen; dafür ist der Zeitraum von 2001 bis 2006 zu kurz.

Allerdings könnte der Familienkontext in der Vignette eine Rolle gespielt haben. In Experiment 2 sind alle Frauen und Männer in den Vignetten alleinstehend und kinderlos.



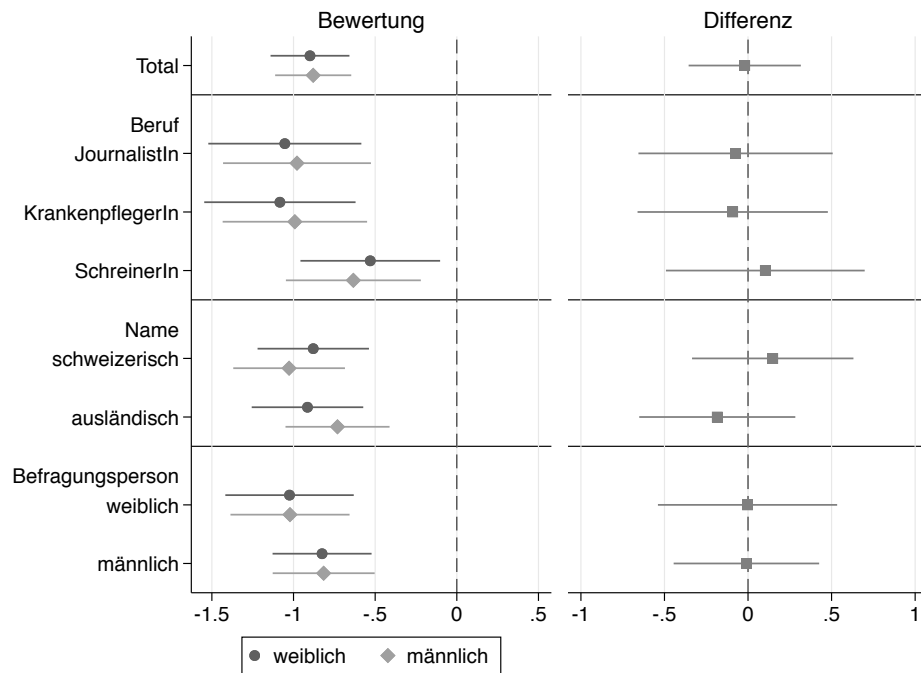


Abbildung 5: Einkommensbewertungen nach Geschlecht der beschriebenen Person in Experiment 2 („predictive margins“ sowie deren Differenzen, inkl. 95%-Konfidenzintervalle)

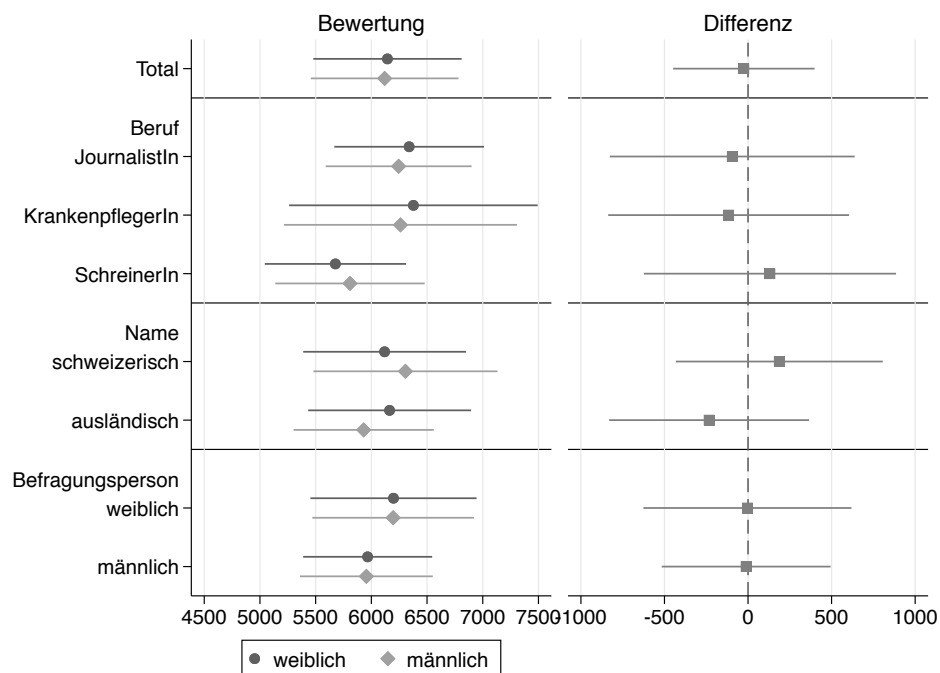


Abbildung 6: Einkommensbewertungen in CHF nach Geschlecht der beschriebenen Person in Experiment 2 („predictive margins“ sowie deren Differenzen, inkl. 95%-Konfidenzintervalle)

In Experiment 1 waren sie entweder alleinerziehend und in einer prekären finanziellen Situation oder kinderlos verheiratet und ohne finanzielle Sorgen. Unter Umständen liegt in diesem Designunterschied der Grund für die sich widersprechenden Ergebnisse. Falls dem so wäre, würde dies gleichzeitig Hinweise für die Erklärung des in Experiment 1 gefundenen Geschlechtereffekts liefern. So kann vermutet werden, dass bei der Bewertung des Einkommens die Befragten berücksichtigen, ob es Hinweise auf eine weitere Person gibt, die zum Haushaltseinkommen beiträgt. Ein Beitrag einer weiteren Person ist bei Verheirateten wie auch bei Alleinerziehenden (Alimente) wahrscheinlicher als bei Alleinstehenden. In Übereinstimmung mit den vorherrschenden Geschlechterrollen in der Gesellschaft gehen die Befragten von einem grösseren Beitrag aus, wenn diese weitere Person ein Mann ist. Das heisst, in Experiment 1 wird implizit eine zusätzliche Einkommenskomponente dazu gedacht, die sich je nach Geschlecht der Person in der Vignette unterscheidet. Wenn dies zutrifft, würden wir bei Experiment 1 einen Geschlechtereffekt erwarten, nicht jedoch bei Experiment 2. Um diese Hypothese zu testen, haben wir das dritte Experiment durchgeführt.

### 4.3 Experiment 3

Beim dritten Experiment wurden die Dimensionen Geschlecht, Leistung und Zivilstand experimentell variiert. Die Resultate finden sich in Abbildung 7 und – umgerechnet zu Frankenbeträgen – in Abbildung 8. Die drei Dimensionen unterscheiden sich in den Mittelwertvergleichen jeweils signifikant. Im Mittel werden alle Einkommen als etwas zu hoch bewertet. Für Frauen wird, wie in Experiment 1, ein deutlich tieferes Einkommen als gerecht empfunden als für Männer ( $p < 0.001$ ; der Einkommensunterschied entspricht im Mittel etwa 280 Franken pro Monat). Erwartungsgemäss hat auch die Leistung einen grossen Einfluss auf die Bewertung des Vignetten-Einkommens. Bei tiefer Leistung wird das Einkommen deutlicher als zu hoch beurteilt ( $p < 0.001$ ; der Unterschied beträgt etwa 660 Franken). Weiterhin wird das Einkommen von Alleinstehenden eher als zu hoch beurteilt als dasjenige von Verheirateten ( $p = 0.008$ ; im Schnitt ist der Unterschied etwa 170 Franken).

In einem weiteren Schritt interessiert uns, ob der Geschlechtereffekt mit der Leistung und dem Zivilstand zusammenhängt. Zwischen dem Geschlecht und der Leistung finden wir – übereinstimmend mit den Ergebnissen von Experiment 1 – keinen Interaktionseffekt. Das heisst, bei tiefer wie auch bei hoher Leistung wird das Einkommen der Männer weniger stark als zu hoch bewertet als das Einkommen der Frauen ( $p = 0.005$  bzw.  $p = 0.001$ ) bzw. Leistung wird bei beiden Geschlechtern ähnlich bewertet. Bezüglich des Zivilstands finden wir allerdings in Einklang mit unserer Hypothese eine signifikante Differenz. Der Effekt des Zivilstands hat also eine geschlechtsspezifische Komponente: Verheiratete Männer sollen gemäss den Befragten mehr verdienen als alleinstehende. Für Frauen gibt es jedoch keine solche „Heiratsprämie“. Anders formuliert machen die Befragten keinen Unterschied zwischen der männlichen und der weiblichen Vignette, wenn es sich um Alleinstehende handelt ( $p = 0.141$ ). Geht es jedoch um Verheiratete, wird den Männern ein höheres Einkommen als den Frauen zugestanden ( $p < 0.001$ ). Diese Differenz im Geschlechtereffekt nach Zivilstand ist signifikant mit einem  $p$ -Wert von 0.017. Die Resultate passen gut zur Hypothese, dass es vom Familienkontext abhängt, ob ein Unterschied zwischen den Geschlechtern gemacht wird. Alleinstehende Frauen ohne Kinder werden nicht benachteiligt, verheiratete Frauen aber schon. Allerdings scheint die Vermutung, dass das Einkommen des Partners bei der Bewertung „dazu gedacht“ wird, falsch zu sein, da für Frauen die Einkommensbewertungen unabhängig vom Zivilstand sind. Vielmehr ist der Unterschied bei den Männern: Verheiratete Männer sollen gemäss Einschätzung der Befragten etwa 300 Franken mehr Einkommen erhalten als alleinstehende Männer. Dies steht in Einklang mit dem traditionellen Rollenbild des Mannes als Haupternährer.

Ähnlich wie bei den Experimenten 1 und 2, finden wir auch in Experiment 3 keine systematischen Einflüsse des Geschlechts der befragten Person. Das Resultat, dass die Einkommensbewertungen nicht vom Geschlecht der Versuchsperson abhängen, erweist sich somit als robust.

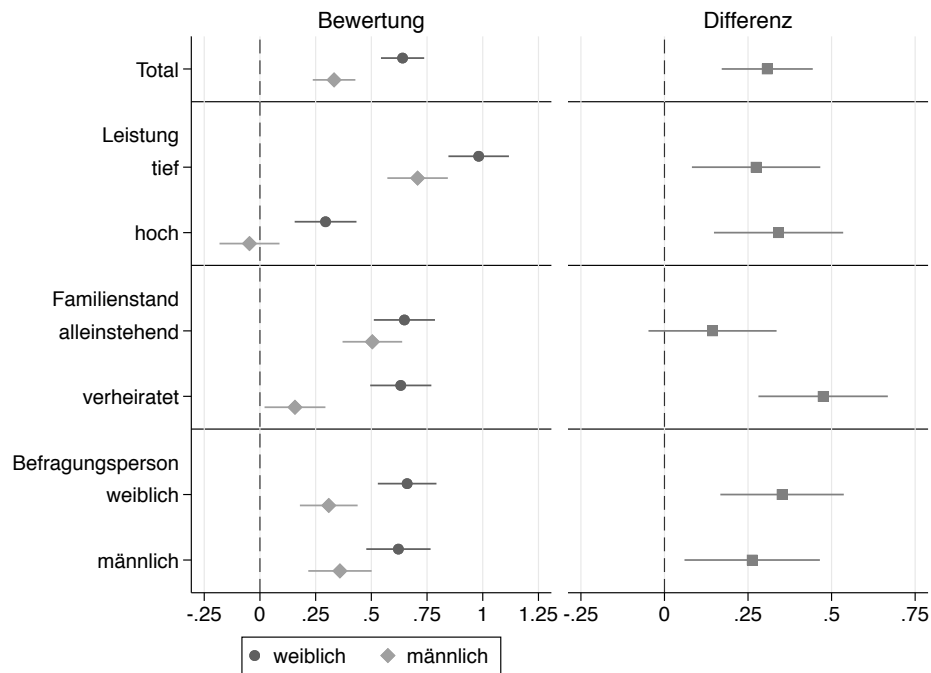


Abbildung 7: Einkommensbewertungen nach Geschlecht der beschriebenen Person in Experiment 3 („predictive margins“ sowie deren Differenzen, inkl. 95%-Konfidenzintervalle)

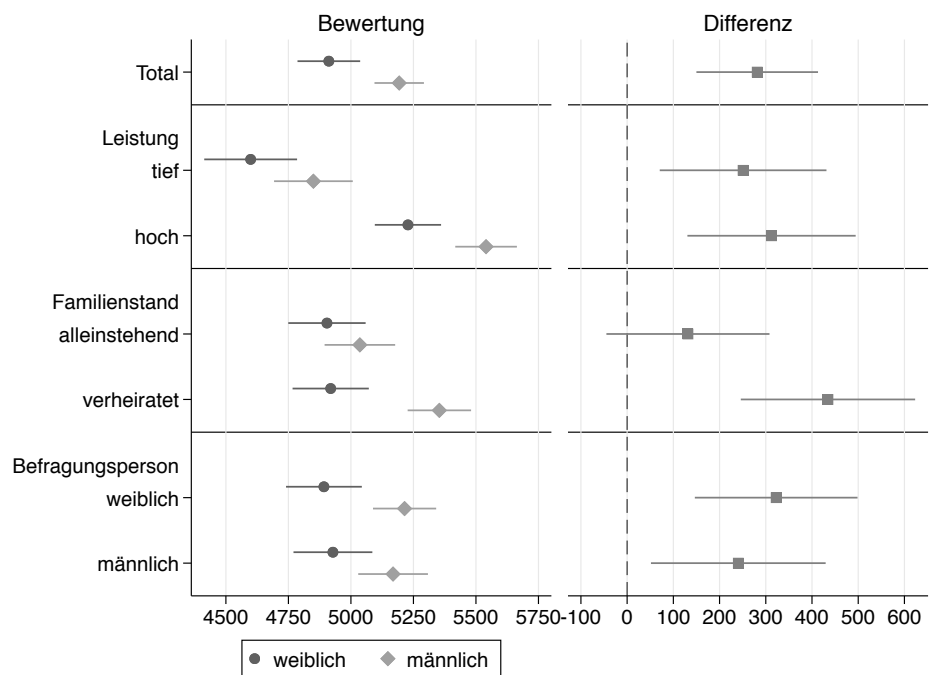


Abbildung 8: Einkommensbewertungen in CHF nach Geschlecht der beschriebenen Person in Experiment 3 („predictive margins“ sowie deren Differenzen, inkl. 95%-Konfidenzintervalle)

Tabelle 4: Effekte von Personenmerkmalen auf den „just gender pay gap“

	Experiment 1		Experiment 2		Experiment 3	
	Effekt	<i>N</i>	Effekt	<i>N</i>	Effekt	<i>N</i>
Geschlecht (1 = männlich)	0.335 (0.307)	525	−0.007 (0.351)	364	−0.089 (0.140)	1912
Alter (in Jahrzehnten)	0.092 (0.099)	522	0.022 (0.106)	365	0.069 (0.044)	1912
Bildungsjahre	−0.146* (0.058)	520	−0.164* (0.080)	362	−0.034 (0.025)	1899
Einkommen (in tausend CHF)	−0.053 (0.059)	459	0.056 (0.054)	357	−0.057 <sup>+</sup> (0.034)	1678
Politische Orientierung (1 = ganz links, 10 = ganz rechts)	0.184* (0.085)	507	0.063 (0.109)	350		

Standardfehler in Klammern; <sup>+</sup>  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

#### 4.4 Effekte von Personenmerkmalen auf den „just gender pay gap“

In den bisherigen Analysen haben wir jeweils geprüft, ob das Geschlecht der Versuchsperson einen Einfluss darauf hat, inwieweit das Einkommen von Frauen und Männern unterschiedlich bewertet wird. In allen drei Experimenten fanden sich keine Hinweise auf einen solchen Effekt. In Tabelle 4 sind die Resultate nochmals zusammengetragen. Zudem gibt die Tabelle Aufschluss über die Effekte einiger weiterer Personenmerkmale. Dargestellt ist jeweils der totale Effekt des entsprechenden Personenmerkmals auf den Unterschied in der Bewertung des Einkommens von Frauen und Männern (also unter Berücksichtigung der Vignettenfaktoren und deren Interaktionen, aber jeweils ohne Kontrolle der anderen Personenmerkmale). Anzumerken ist, dass es sich hierbei um explorative Analysen handelt, denen kein experimentelles Design zugrunde liegt (d.h., wenn ein Unterschied gefunden wird, heisst das nicht zwingend, dass der Unterschied ursächlich auf das entsprechende Personenmerkmal zurückzuführen ist; der Zusammenhang könnte auch durch eine nicht beobachtete Drittvariable erzeugt worden sein).

Aufgrund der zunehmenden Gleichstellungsbestrebungen im Zuge des Modernisierungsprozesses über die letzten 50 Jahre könnte man von einem über die Geburtskohorten vermittelten Wertewandel ausgehen. Dies liesse einen entsprechenden Effekt des Alters

der Versuchspersonen vermuten. Tatsächlich ist der Alterseffekt in allen drei Experimenten positiv, das heisst, ältere Personen machen in ihren Bewertungen tendenziell einen etwas grösseren Unterschied zwischen Frauen und Männern, der Effekt ist jedoch nur schwach ausgeprägt und in keinem der Experimente signifikant ( $p$ -Werte von 0.35, 0.84, und 0.12). Eine weitere Hypothese wäre, dass über Bildung vermittelte Aufklärung zu einer Reduktion der geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Bewertungen führt. In Übereinstimmung mit dieser Hypothese ist der Bildungseffekt in allen drei Experimenten negativ, und in zwei Experimenten ist der Effekt auch statistisch signifikant ( $p$ -Werte von 0.013, 0.042, und 0.18). Bezüglich des Einkommens der Versuchsperson (äquivalenzskaliertes Haushaltseinkommen) zeigt sich zwar ein Ankereffekt (das heisst, Personen mit hohem Einkommen bewerten das Einkommen in der Vignette eher als zu tief; nicht dargestellt), der „just gender pay gap“ scheint jedoch nicht mit dem Einkommen zusammenzuhängen. Als letzten Faktor prüfen wir den Einfluss der politischen Einstellung der Versuchspersonen. Aufgrund der stärkeren Orientierung an traditionellen Rollenbildern könnte vermutet werden, dass politisch eher rechts eingestellte Personen einen grösseren geschlechtsspezifischen Unterschied in den Einkommensbewertungen machen. Der Effekt kann nur in den ersten beiden Experimenten ermittelt werden, da in der dritten Studie die politische Orientierung nicht erhoben wurde. In beiden Experimenten ist der Effekt erwartungsgemäss positiv, jedoch nur im ersten Experiment statistisch signifikant ( $p$ -Werte von 0.031 und 0.57).

Insgesamt finden wir in diesen explorativen Analysen nur schwache Hinweise, dass substanzielle systematische Einflüsse von Personenmerkmalen auf den „just gender pay gap“ bestehen.

## 5 Diskussion und Schlussfolgerungen

In den drei präsentierten Experimenten ging es darum, Mechanismen aufzudecken, die potenziell für denjenigen Teil der Lohnlücke zwischen Frauen und Männern verantwortlich sein können, der sich mit herkömmlichen statistischen Analysen kaum untersuchen lässt (meist „unerklärter Anteil“ oder „Diskriminierungseffekt“ genannt). Wir fragten uns, ob Frauen weniger verdienen, weil tiefere Frauenlöhne als gerecht empfunden werden. Al-

lerdings könnte es auch anders herum sein: In dem Fall würden sich die Befragten bei den Bewertungen der Männer- und Frauenlöhne am tatsächlichen Lohnunterschied orientieren und die ungleiche Bewertung wäre eine Folge der Lohnungleichheit und nicht deren Ursache.

In Experiment 1 zeigten wir, dass die Einkommen von identischen Frauen und Männern ungleich bewertet werden. Im Umkehrschluss bedeutet dies, dass die Befragten tiefere Frauenlöhne als gerechtfertigt einschätzten. Der Zivilstand aller beschriebenen Personen war entweder verheiratet oder alleinerziehend. Niemand wurde als ledig und alleinstehend beschrieben. Wir führten deshalb ein zweites Experiment durch, in dem wir den Zivilstand konstant hielten und alle Vignetten-Personen als alleinstehend und ohne Kinder beschrieben. In diesem Experiment konnten wir keinen Geschlechtereffekt mehr feststellen. Alleinstehende Frauen wurden also gegenüber alleinstehenden Männern nicht benachteiligt. Um den scheinbaren Widerspruch zwischen den Ergebnissen der beiden Experimente aufzulösen, führten wir ein drittes Experiment durch, in dem wir explizit den Einfluss des Zivilstands auf den „just gender pay gap“ testeten. Unsere Hypothese diesbezüglich wurde weitgehend bestätigt, das heisst, der Einfluss des Zivilstands ist geschlechtsspezifisch: Verheirateten Männern wird ein höheres Einkommen zugestanden ledigen Männern, bei Frauen gibt es keinen Unterschied. Oder anders ausgedrückt: nur bei den verheirateten Vignetten-Personen liess sich ein „just gender pay gap“ feststellen. Die Erklärung dafür scheint zu sein, dass verheirateten Männern quasi ein Heiratsbonus zugestanden wird.

Weiter haben wir untersucht, welche Rolle die Prinzipien der Verteilungsgerechtigkeit in Kombination mit dem askriptiven Merkmal des Geschlechts bei der Einkommensbewertung spielen. Wie diese Aspekte zusammenhängen wurde bisher kaum erforscht. Die meisten theoretischen Diskussionen erwähnen zwar, dass nebst den drei Kriterien Gleichheit, Verdienst und Bedürftigkeit auch askriptive Merkmale eine Rolle spielen können, sagen aber weder weshalb, noch wie dies mit den jeweils diskutierten Gerechtigkeitsprinzipien vereinbar ist (oder eben nicht). Ähnlich verhält es sich in den empirischen Untersuchungen, die die verschiedenen Kriterien weitgehend separat testen. Die beiden Konzepte der Verteilungsgerechtigkeit, Verdienst und Bedürftigkeit, sind aber aus einer gendersensiblen Perspektive problematisch: Das Verdienst-Kriterium berücksichtigt

nicht, dass Frauen und Männer unterschiedliche Voraussetzungen haben können, die gleiche Leistung zu erbringen. Der Umstand, dass Frauen neben der Erwerbsarbeit oft auch noch die Hauptverantwortung für Haushalt und Kinder tragen, hat einen Einfluss auf ihre Verfügbarkeit auf dem Arbeitsmarkt. Dies zeigt sich vor allem in der unter Frauen weit verbreiteten Teilzeitarbeit. Hingegen ist davon auszugehen, dass sich die effektiv geleistete Arbeit in der Qualität nicht von der Arbeit der Männer unterscheidet. Es kommt also darauf an, woran der Verdienst geknüpft wird. In Betriebskulturen, in denen der sogenannte „Präsentismus“ hoch geschätzt wird, haben Frauen, die um 17 Uhr ihre Kinder von der Krippe abholen müssen, einen klaren Nachteil im „Wettbewerb“ darum, wer abends am Arbeitsplatz zuletzt das Licht löscht (vgl. Goldin 2014). Gerade für den beruflichen Aufstieg sind lange Präsenzzeiten und hohe Flexibilität immer noch sehr wichtig. Aufgrund der nach wie vor relativ traditionellen Rollenteilung, bei der die Männer mehr zum Haushaltseinkommen beitragen und die Frauen den grösseren Teil der Hausarbeit und Kindererziehung erledigen, ist auch das Bedürftigkeitsprinzip asymmetrisch. Dieser Tatsache wird weder in den theoretischen Diskussionen noch in ihrer empirischen Anwendung genügend Rechnung getragen. Mit dem dritten Experiment haben wir in diesem Punkt versucht einen Beitrag zu leisten und haben gezeigt, wie der Zivilstand, sofern dieser tatsächlich ein sinnvoller Proxy für Bedürftigkeit ist, für Frauen und Männer im Zusammenhang mit der Beurteilung eines gerechten Einkommens eine unterschiedliche Bedeutung hat.



# Literatur

- Amacker, Michèle, Sebastian Funke, Nadine Wenger. 2015. Alleinerziehende und Armut in der Schweiz. Interdisziplinäres Zentrum für Geschlechterforschung. Universität Bern.
- Aristoteles. 1985. *Die Nikomachische Ethik*. Philosophische Bibliothek.
- Arrow, Kenneth J. 1972. Some mathematical models of race discrimination in the labor market. In: *Racial discrimination in economic life*, S. 187–204. Lexington, Mass.: Lexington Books.
- Auspurg, Katrin, Thomas Hinz, Stefan Liebig. 2009. Komplexität von Vignetten, Lerneffekte und Plausibilität im Faktoriellen Survey. *Methoden, Daten, Analysen* 3:59–96.
- Auspurg, Katrin, Thomas Hinz, Carsten Sauer. 2017. Why should women get less? Evidence on the gender pay gap from multifactorial survey experiments. *American Sociological Review* 82:179–210.
- Becker, Gary S. 1973. *The Economics of Discrimination, 2nd edition*. Chicago; London: University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. 1975. *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis with special Reference to Education, 2nd edition*. Chicago; London: University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker-Schmidt, Regina. 2008. *Doppelte Vergesellschaftung von Frauen: Divergenzen und Brückenschläge zwischen Privat- und Erwerbsleben*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Berger, Joseph, Bernard P. Cohen, Morris Zelditch, Jr. 1972. Status characteristics and social interaction. *American Sociological Review* 37:241–255.
- Berger, Joseph, M. Hamit Fisek, Robert Z. Norman, David G. Wagner. 1985. *Status, Rewards, and Influence*, chapter Formation of reward expectations in status situations, S. 215–261. San Francisco: Jossey-Bass.
- BFS. 2017. Durchschnittlicher Aufwand für Erwerbsarbeit, Haus- und Familienarbeit und Freiwilligenarbeit nach Geschlecht und Familiensituation. Tabelle je-d-03.06.00.01. Bundesamt für Statistik.
- BFS. 2019a. Bildungsstand der Bevölkerung, 2018. Bundesamt für Statistik, Neuenburg.
- BFS. 2019b. Frauen in Führungspositionen. Bundesamt für Statistik, Neuenburg.
- BFS. 2019c. Lohnungleichheit: 2016 verdienten Frauen 19,6% weniger als Männer. Medienmitteilung. Bundesamt für Statistik, Neuenburg.

- BFS. 2019d. Teilzeitarbeit: Beschäftigungsgrad (Quelle: Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE)). Bundesamt für Statistik, Neuenburg.
- Bielby, Denise D., William T. Bielby. 1988. She works hard for the money: Household responsibilities and the allocation of work effort. *American Journal of Sociology* 93:1031–1059.
- Bihagen, Erik, Marita Ohls. 2006. The glass ceiling—where is it? Women’s and men’s career prospects in the private vs. the public sector in Sweden 1979–2000. *The Sociological Review* 54:20–47.
- Blau, Francine. 2016. *Gender, Inequality, and Wages*. Oxford University Press.
- Blau, Francine D., Jed DeVaro. 2007. New evidence on gender differences in promotion rates: An empirical analysis of a sample of new hires. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 46:511–550.
- Blau, Francine D., Lawrence M. Kahn. 2016. The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. IZA Discussion Paper No. 9656.
- Blau, Francine D., Lawrence M. Kahn. 2017. The gender wage gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature* 55:789–865.
- Buchmann, Marlis, Irene Kriesi. 2012. Geschlechtstypische Berufswahl: Begabungszuschreibungen, Aspirationen und Institutionen. In: *Soziologische Bildungsforschung*, S. 256–280. Springer.
- Budig, Michelle J., Paula England. 2001. The wage penalty for motherhood. *American sociological review* 66:204–225.
- Budig, Michelle J., Misun Lim. 2016. Cohort Differences and the Marriage Premium: Emergence of Gender-Neutral Household Specialization Effects. *Journal of Marriage and Family* 78:1352–1370.
- Castilla, Emilio J. 2012. Gender, race, and the new (merit-based) employment relationship. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 51:528–562.
- Charles, Maria. 2005. Entwicklung der beruflichen Segregation nach Geschlecht und nach Staatsangehörigkeit in der Schweiz, 1970–2000. Bundesamt für Statistik, Neuenburg.
- Combet, Benita, Daniel Oesch. 2019. The gender wage gap opens long before motherhood. Panel evidence on early careers in Switzerland. *European sociological review* 35:332–345.
- Deutsch, Morton. 1975. Equity, equality, and need: What determines which value will be used as the basis of distributive justice? *Journal of Social issues* 31:137–149.
- Diekmann, Andreas, Heidi Bruderer-Enzler, Julie Craviolini. 2012. Dokumentation. Projekt „Zeitpräferenzen und Energiesparen“. Eine Nachbefragung zum Schweizer Umweltsurvey 2007.

ETH Zürich.

- Diekmann, Andreas, Reto Meyer, Christa Mühlemann, Andrea Diem. 2009. Schweizer Umweltsurvey 2007. Dokumentation und Codebuch. ETH Zürich.
- EDI. 2019. Gleichstellung von Frau und Mann. Eidgenössisches Departement des Innern, Bern.
- England, Paula. 1992. *Comparable Worth: Theory and Evidence*. New York: Aldine de Gruyter.
- England, Paula. 2005. Gender Inequality in Labor Markets: The Role of Motherhood and Segregation. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society* 12:264–288.
- England, Paula, George Farkas, Barbara Stanek Kilbourne, Thomas Dou. 1988. Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed Effects. *American Sociological Review* 53:544–558.
- Gatskova, Kseniia. 2015. *Income Justice in Ukraine. A Factorial Survey Study*. Cambridge Scholars Publishing.
- Goffman, Erving. 1977. The arrangement between the sexes. *Theory and society* 4:301–331.
- Goldin, Claudia. 2014. A grand gender convergence: Its last chapter. *The American Economic Review* 104:1091–1119.
- Gottschall, Karin. 1995. Geschlechterverhältnis und Arbeitsmarktsegregation. In: *Das Geschlechterverhältnis als Gegenstand der Sozialwissenschaften*, herausgegeben von Regina Becker-Schmitt und Gudrun-Axeli Knapp. Frankfurt: Campus Verlag.
- Guryan, Jonathan, Kerwin Kofi Charles. 2013. Taste-based or statistical discrimination: the economics of discrimination returns to its roots. *The Economic Journal* 123:F417–F432.
- Holst, Elke, Anita Wiemer. 2010. Frauen sind in Spitzengremien der Wirtschaft unterrepräsentiert. *Wirtschaftsdienst* 90:692–699.
- Jakobsson, Niklas, Andreas Kotsadam. 2016. Does marriage affect men’s labor market outcomes? A European perspective. *Review of Economics of the Household* 14:373–389.
- Jann, Ben. 2001. Ungleichheit und Gerechtigkeit 2001. Codebuch und Dokumentation. Universität Bern.
- Jann, Ben. 2003. Lohngerechtigkeit und Geschlechterdiskriminierung: Experimentelle Evidenz. ETH Zürich, Professur für Soziologie.
- Jann, Ben, Henriette Engelhardt. 2008. Geschlechtsspezifische Lohnungleichheit und berufliche Segregation in der Schweiz, 1991 – 2006. In: *Erwerbsarbeit, Einkommen und Geschlecht – Studien zum Schweizer Arbeitsmarkt*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jasso, Guillermina. 1980. A new theory of distributive justice. *American Sociological Review* 45:3–32.

- Jasso, Guillermina, Peter H. Rossi. 1977. Distributive justice and earned income. *American Sociological Review* 42:639–651.
- Jasso, Guillermina, Murray Webster Jr. 1997. Double standards in just earnings for male and female workers. *Social Psychology Quarterly* 60:66–78.
- Jasso, Guillermina, Murray Webster Jr. 1999. Assessing the gender gap in just earnings and its underlying mechanisms. *Social Psychology Quarterly* 62:367–380.
- Killewald, Alexandra, Margaret Gough. 2013. Does specialization explain marriage penalties and premiums? *American sociological review* 78:477–502.
- Lamont, Julian. 1994. The concept of desert in distributive justice. *The Philosophical Quarterly* 44:45–64.
- Levanon, Asaf, Paula England, Paul Allison. 2009. Occupational Feminization and Pay: Assessing Causal Dynamics Using 1950–2000 U.S. Census Data. *Social Forces* 88:865–892.
- Liebeskind, Uta. 2004. Arbeitsmarktsegregation und Einkommen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56:630–652.
- Ludwig, Volker, Josef Brüderl. 2011. Is there a male marital wage premium? Resolving an enduring puzzle with panel data from Germany and the US. RC28 meeting in Essex.
- McDonald, Patrick. 2019. The male marriage premium: selection, productivity, or employer preferences? Evidence from panel data and a survey experiment. *LIVES Working paper* 75:1–38.
- Miller, David. 1992. Distributive justice: What the people think. *Ethics* 102:555–593.
- Mincer, Jacob. 1958. Investment in human capital and personal income distribution. *The journal of political economy* 66:281–302.
- Mincer, Jacob, Solomon Polachek. 1974. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy* 82:76–108.
- Murphy, Emily, Daniel Oesch. 2016. The feminization of occupations and change in wages: a panel analysis of Britain, Germany and Switzerland. *Social Forces* 94:1221–1255.
- Ochsenfeld, Fabian. 2012. Gläserne Decke oder goldener Käfig: Scheitert der Aufstieg von Frauen in erste Managementpositionen an betrieblicher Diskriminierung oder an familiären Pflichten? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64:507–534.
- Oesch, Daniel, Oliver Lipps, Patrick McDonald. 2017. The Wage Penalty for Motherhood: Evidence on Discrimination from Panel Data and a Survey Experiment for Switzerland. *Demographic Research* 37:1793–1824.

- Phelps, Edmund S. 1972. The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review* 62:659–661.
- Polachek, Solomon. 1981. Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure. *The Review of Economics and Statistics* 63:60–69.
- Ridgeway, Cecilia L. 1997. Interaction and the conservation of gender inequality: Considering employment. *American Sociological Review* 62:218–235.
- Ridgeway, Cecilia L. 2001. Gender, status, and leadership. *Journal of Social Issues* 57:637–655.
- Rossi, Peter H. 1979. Vignette Analysis: Uncovering the Normative Structure of Complex Judgments. In: *Qualitative and quantitative social research: papers in honor of Paul F. Lazarsfeld*, herausgegeben von Robert King Merton, James Samuel Coleman, und Peter Henry Rossi, S. 176–186. New York/London: The Free Press.
- Rossi, Peter H., Steven L. Nock. 1982. *Measuring Social Judgements. The Factorial Survey Approach*. Beverly Hills: Sage.
- Rost, Katja. 2010. Frauen in Führungspositionen in der Wirtschaft. *Die Unternehmung. Schweizerische Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 64:315.
- Sabbagh, Clara. 2001. A taxonomy of normative and empirically oriented theories of distributive justice. *Social Justice Research* 14:237–263.
- Sauer, Carsten. 2014. A just gender pay gap? Three factorial survey studies on justice evaluations of earnings for male and female employees. *SFB 882 Working Paper Series* Nr. 29.
- Sauer, Carsten, Stefan Liebig, Katrin Auspurg, Thomas Hinz, Andy Donaubauer, Jürgen Schupp. 2009. A Factorial Survey on the Justice of Earnings within the SOEP-Pretest 2008. *IZA Discussion Paper* Nr. 4663.
- Schillingreport. 2018. schillingreport 2018 | Transparenz an der Spitze – Die Führungsgremien der Schweizer Wirtschaft und des öffentlichen Sektors. Guido Schilling ag.
- Schmid, Flurina. 2016. The Gender Wage Gap in Switzerland over Time. *Swiss Journal of Sociology* 42:442–467.
- Schwiter, Karin, Sandra Hupka-Brunner, Nina Wehner, Evéline Huber, Shireen Kanji, Andrea Maihofer, Manfred M. Bergman. 2014. Warum sind Pflegefachmänner und Elektrikerinnen nach wie vor selten? Geschlechtersegregation in Ausbildungs- und Berufsverläufen junger Erwachsener in der Schweiz. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 40:401–428.
- Shamon, Hawal, Hermann Dülmer. 2014. Raising the question on ‘Who should get what?’ again: On the importance of ideal and existential standards. *Social Justice Research* 27:340–368.

- Strub, Silvia, Livia Bannwart. 2017. Analyse der Löhne von Frauen und Männern anhand der Lohnstrukturhebung 2014. Bundesamt für Statistik, Neuenburg.
- Strub, Silvia, Michael Gerfin, Aline Bütikofer. 2006. Vergleichende Analyse der Löhne von Frauen und Männern anhand der Lohnstrukturhebungen 1998 bis 2002 / 2004. Untersuchung im Rahmen der Evaluation der Wirksamkeit des Gleichstellungsgesetzes. Büro für Arbeits- und Sozialpolitische Studien BASS, Universität Bern.
- Strub, Silvia, Désirée Stocker. 2010. Analyse der Löhne von Frauen und Männern anhand der Lohnstrukturhebung 2008. Aktuelle Entwicklungen in der Privatwirtschaft und Situation im öffentlichen Sektor des Bundes. Büro für Arbeits- und Sozialpolitische Studien BASS, Universität Bern.
- Walzenbach, Sandra. 2019. Hiding Sensitive Topics by Design? An Experiment on the Reduction of Social Desirability Bias in Factorial Surveys. *Survey Research Methods* 13:103–121.
- Weichselbaumer, Doris, Rudolf Winter-Ebmer. 2005. A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap. *Journal of Economic Surveys* 19:479–511.
- Zimmermann, Barbara. im Erscheinen. Geschlechterunterschiede im Karriereerfolg von Hochschulabsolvent/innen: Welchen Einfluss haben arbeitsbezogene Werte? *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 46.

# Appendix

Tabelle 5: Durchschnittliche Einkommensbewertung nach experimentellen Faktoren

	Frauen			Männer			Differenz	
	$\bar{Y}$	$\hat{\sigma}$	$N$	$\bar{Y}$	$\hat{\sigma}$	$N$	$\Delta$	$\hat{\sigma}$
<i>Experiment 1</i>								
Tiefe Leistung								
– tiefe Bedürftigkeit	1.04	0.21	68	−0.01	0.20	74	1.06***	0.29
– hohe Bedürftigkeit	−0.47	0.22	73	−1.38	0.22	65	0.92**	0.31
Hohe Leistung								
– tiefe Bedürftigkeit	−0.96	0.27	57	−1.95	0.19	64	0.99**	0.33
– hohe Bedürftigkeit	−2.26	0.17	73	−2.80	0.25	55	0.54 <sup>+</sup>	0.30
<i>Experiment 2</i>								
JournalistIn								
– schweizerischer Name	−0.57	0.31	30	−0.37	0.33	27	−0.20	0.45
– ausländischer Name	−0.70	0.28	30	−0.83	0.29	35	0.13	0.40
KrankenpflegerIn								
– schweizerischer Name	−1.32	0.25	31	−1.61	0.30	31	0.29	0.39
– ausländischer Name	−1.62	0.30	29	−1.17	0.21	36	−0.45	0.37
SchreinerIn								
– schweizerischer Name	−0.74	0.28	27	−1.17	0.37	30	0.43	0.46
– ausländischer Name	−0.28	0.28	29	−0.13	0.39	30	−0.14	0.49
<i>Experiment 3</i>								
Tiefe Leistung								
– alleinstehend	1.00	0.10	242	0.87	0.10	247	0.12	0.14
– verheiratet	1.00	0.11	239	0.52	0.11	234	0.48**	0.15
Hohe Leistung								
– alleinstehend	0.31	0.11	229	0.14	0.10	248	0.17	0.14
– verheiratet	0.25	0.10	232	−0.21	0.10	241	0.46**	0.14

Abhängige Variable: Einkommensbewertung (−5 = „viel zu niedrig“ bis 5 = „viel zu hoch“);  $\bar{Y}$ : Mittelwert;  $\hat{\sigma}$ : Standardfehler; Differenz  $\Delta$ : <sup>+</sup>  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

Tabelle 6: Deskriptive Statistiken der Stichproben

	Experiment 1		Experiment 2		Experiment 3	
	$\bar{X}$	$\sigma$	$\bar{X}$	$\sigma$	$\bar{X}$	$\sigma$
Vignettenvariablen						
– Bewertung	–1.05	2.10	–0.89	1.70	0.48	1.63
– männlich	48.8		51.8		50.7	
– hohe Leistung	47.1				49.7	
– hohe Bedürftigkeit	50.3					
– verheiratet					49.5	
– JournalistIn			33.4			
– KrankenpflegerIn			34.8			
– SchreinerIn			31.8			
– ausländischer Name			51.8			
– Einkommen			5006.8	574.7	5497.6	411.9
Befragtenmerkmale						
– männlich	58.7		59.3		45.4	
– Alter	48.9	15.8	50.4	16.9	54.0	15.8
– Bildungsjahre	12.2	2.7	12.0	2.5	12.2	2.8
– Einkommen	4977.3	2763.2	5508.4	3549.8	5226.0	2203.0
– politische Orientierung	5.0	1.8	5.2	1.6		
– Deutschschweiz	100.0		100.0		78.6	
– französische Schweiz					15.4	
– italienische Schweiz					6.0	
Anzahl Beobachtungen	529		365		1912	

$\bar{X}$ : Mittelwert bzw. Prozentanteil;  $\sigma$ : Standardabweichung; Einkommen: Haushaltsäquivalenzeinkommen bei Experiment 1 und 3, persönliches Einkommen bei Experiment 2; politische Orientierung: 1 = ganz links, 10 = ganz rechts



Tabelle 7: Tabelle zu Abbildung 4

	Frauen		Männer		Differenz	
	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\Delta$	$\hat{\sigma}$
Total	-0.61	0.11	-1.49	0.11	0.88***	0.15
Leistung						
– tief	0.28	0.15	-0.70	0.15	0.99***	0.21
– hoch	-1.62	0.15	-2.38	0.16	0.76***	0.22
Bedürftigkeit						
– tief	0.10	0.16	-0.93	0.15	1.02***	0.22
– hoch	-1.31	0.14	-2.05	0.16	0.74***	0.22
Befragungsperson						
– weiblich	-0.76	0.16	-1.40	0.17	0.64**	0.24
– männlich	-0.54	0.14	-1.51	0.14	0.98***	0.20

Abhängige Variable: Einkommensbewertung (-5 = „viel zu niedrig“ bis 5 = „viel zu hoch“);  $\hat{E}(Y)$ : Durchschnittliche Bewertung;  $\Delta$ : Differenz zwischen Frauen und Männern;  $\hat{\sigma}$ : Standardfehler  
Differenztests: +  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

Tabelle 8: Tabelle zu Abbildung 5

	Frauen		Männer		Differenz	
	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\Delta$	$\hat{\sigma}$
Total	-0.90	0.12	-0.88	0.12	-0.02	0.17
Beruf						
– JournalistIn	-1.05	0.24	-0.98	0.23	-0.07	0.30
– KrankenpflegerIn	-1.08	0.24	-0.99	0.22	-0.09	0.29
– SchreinerIn	-0.53	0.22	-0.63	0.21	0.10	0.30
Name						
– schweizerisch	-0.88	0.17	-1.03	0.17	0.15	0.25
– ausländisch	-0.91	0.17	-0.73	0.16	-0.18	0.24
Befragungsperson						
– weiblich	-1.02	0.20	-1.02	0.19	-0.00	0.27
– männlich	-0.83	0.15	-0.82	0.16	-0.01	0.22

Abhängige Variable: Einkommensbewertung (-5 = „viel zu niedrig“ bis 5 = „viel zu hoch“);  $\hat{E}(Y)$ : Durchschnittliche Bewertung;  $\Delta$ : Differenz zwischen Frauen und Männern;  $\hat{\sigma}$ : Standardfehler  
Differenztests: +  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

Tabelle 9: Tabelle zu Abbildung 6

	Frauen		Männer		Differenz	
	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\Delta$	$\hat{\sigma}$
Total	6144.4	339.6	6119.5	338.4	-24.9	215.8
Beruf						
– JournalistIn	6339.4	342.8	6245.0	334.2	-94.4	373.7
– KrankenpflegerIn	6377.6	569.1	6261.5	533.6	-116.0	367.7
– SchreinerIn	5677.3	323.4	5808.3	341.9	131.1	385.0
Name						
– schweizerisch	6119.1	372.8	6306.2	421.4	187.1	316.0
– ausländisch	6163.8	373.0	5931.1	320.9	-232.7	305.2
Befragungsperson						
– weiblich	6199.0	380.4	6195.7	370.0	-3.4	317.6
– männlich	5966.8	295.4	5955.4	304.0	-11.4	257.8

Abhängige Variable: Einkommensbewertung (-5 = „viel zu niedrig“ bis 5 = „viel zu hoch“); Resultate umgerechnet zu CHF;  $\hat{E}(Y)$ : Durchschnittliche Bewertung;  $\Delta$ : Differenz zwischen Frauen und Männern;  $\hat{\sigma}$ : Standardfehler

Differenztests:  $^+ p < 0.1$ ,  $^* p < 0.05$ ,  $^{**} p < 0.01$ ,  $^{***} p < 0.001$  (zweiseitig)

Tabelle 10: Tabelle zu Abbildung 7

	Frauen		Männer		Differenz	
	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\Delta$	$\hat{\sigma}$
Total	0.64	0.05	0.33	0.05	0.31 <sup>***</sup>	0.07
Leistung						
– tief	0.98	0.07	0.71	0.07	0.27 <sup>**</sup>	0.10
– hoch	0.29	0.07	-0.05	0.07	0.34 <sup>***</sup>	0.10
Familienstand						
– alleinstehend	0.65	0.07	0.50	0.07	0.14	0.10
– verheiratet	0.63	0.07	0.16	0.07	0.47 <sup>***</sup>	0.10
Befragungsperson						
– weiblich	0.66	0.07	0.31	0.07	0.35 <sup>***</sup>	0.09
– männlich	0.62	0.07	0.36	0.07	0.26 <sup>*</sup>	0.10

Abhängige Variable: Einkommensbewertung (-5 = „viel zu niedrig“ bis 5 = „viel zu hoch“);  $\hat{E}(Y)$ : Durchschnittliche Bewertung;  $\Delta$ : Differenz zwischen Frauen und Männern;  $\hat{\sigma}$ : Standardfehler

Differenztests:  $^+ p < 0.1$ ,  $^* p < 0.05$ ,  $^{**} p < 0.01$ ,  $^{***} p < 0.001$  (zweiseitig)

Tabelle 11: Tabelle zu Abbildung 8

	Frauen		Männer		Differenz	
	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\hat{E}(Y)$	$\hat{\sigma}$	$\Delta$	$\hat{\sigma}$
Total	4911.7	63.9	5193.1	50.4	281.4***	67.1
Leistung						
– tief	4599.1	94.7	4850.0	80.3	250.9**	92.0
– hoch	5228.1	67.6	5540.5	62.9	312.5***	92.9
Familienstand						
– alleinstehend	4904.2	78.9	5035.8	72.0	131.6	90.0
– verheiratet	4919.1	77.8	5353.7	64.7	434.5***	96.2
Befragungsperson						
– weiblich	4892.1	77.3	5214.6	64.4	322.5***	89.8
– männlich	4928.0	80.5	5168.6	71.1	240.6*	96.4

Abhängige Variable: Einkommensbewertung (–5 = „viel zu niedrig“ bis 5 = „viel zu hoch“); Resultate umgerechnet zu CHF;  $\hat{E}(Y)$ : Durchschnittliche Bewertung;  $\Delta$ : Differenz zwischen Frauen und Männern;  $\hat{\sigma}$ : Standardfehler

Differenztests: <sup>+</sup>  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)



# Artikel 4

Zimmermann, Barbara (2020). The gendered division of labour and the just pay gap. Working Paper.



# The gendered division of labour and the just pay gap

Barbara Zimmermann

February 10, 2020

## Contents

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Theory and hypotheses</b>	<b>3</b>
2.1	Gender pay gap and sexual division of labour . . . . .	3
2.2	Distributive justice . . . . .	5
<b>3</b>	<b>Previous literature</b>	<b>7</b>
<b>4</b>	<b>Analytical strategy</b>	<b>9</b>
4.1	Data . . . . .	12
4.2	Methods . . . . .	12
<b>5</b>	<b>Results</b>	<b>13</b>
<b>6</b>	<b>Additional results and robustness checks</b>	<b>17</b>
<b>7</b>	<b>Discussion</b>	<b>19</b>
	<b>References</b>	<b>21</b>
	<b>Appendix</b>	<b>25</b>

# 1 Introduction

Studies using experimental designs have found what is called a “just gender pay gap”. They document a double standard in judging the salary of identical men and women. In other words, higher wages for men than for women are considered by many to be fair (for example Auspurg, Hinz, & Sauer, 2017; Jann, 2008; Jasso & Webster Jr, 1997, 1999). Furthermore, higher wages for married men compared to single men have been documented in the empirical literature. This so called “male marriage premium” has also been found in a recent experimental study, in which respondents awarded married men higher salaries than identical single men (McDonald, 2019).

Considerations of distributive justice suggest that those who need or deserve more should also receive more. Taking into account the gendered division of labour and the prevalence of the male breadwinner model in heterosexual couples, one could argue that men ought to earn more because they have to support a spouse and possibly children.

In the current study we build upon previous experimental research in which we found that respondents also awarded a marriage premium for men (see Jann, Zimmermann, & Diekmann, 2020). We investigate whether the identified just wage gap between married men and women is due to the need to sustain a family on the (male) primary earner’s salary, or if it is rather due to perceptions of traditional gender roles, irrespective of the real needs situation. To answer our research question, we use a vignette experiment, also called factorial survey. Respondents are presented with different fictitious situations in which the characteristics of interest are varied experimentally. Compared to other factorial surveys in this field of research, the novelty of our vignette experiment is that it systematically combines distributive justice and gender role theory. Furthermore, it goes a step beyond the existing literature and tests the (often implicit) heterosexual assumptions around gender roles, by including vignettes of same-sex couples in the experiment.

The article is structured as follows. In the next section (2) we outline the theoretical background and present our hypotheses. In section 3 we discuss previous experimental research concerning the sexual division of labour and distributive justice. Next, we describe the data as well as our analytical strategy (section 4). In section 5 we present



our empirical findings. We conclude the article with some additional results, including robustness checks (section 6) and a discussion of our findings (section 7).

## **2 Theory and hypotheses**

In the present section, we present two theoretical approaches and deduct hypotheses from each of them. In the first part, we outline how the gendered division of labour among heterosexual and homosexual couples respectively, might affect a judgement of fair wages. In the second part, we discuss the theory of distributive justice and relate it to the gendered division of labour.

### **2.1 Gender pay gap and sexual division of labour**

In economics and the social sciences there are various theories that aim at explaining the gender pay gap, such as, for example, human capital theory (Becker, 1975), economic theories of discrimination (Becker, 1973; Phelps, 1972) or theories on gender segregation (Charles & Grusky, 2004; England, 1992). One important aspect is the gendered division of labour: in most societies, women are responsible for the bulk of unpaid domestic and care work (Budowski, Knobloch, & Nollert, 2016). Due to this arrangement labour market attachment is lower and part-time work is much more common among women than among men (BFS, 2019b). One important reason for the persistence of this sexual division of labour is gender ideology and gender identity (Goffman, 1977). Social norms suggesting that women should be mainly responsible for domestic work and childcare, whereas men should care for the economic well-being of the family, still find much support (for example Breen & Cooke, 2005; Greenstein, 2000). In a recent Swiss survey for example, almost one third of the respondents stated that children of pre-school age would suffer in having a working mother (BFS, 2019a).

Theoretically, the gendered division of labour can lead to lower female earnings through different channels. A direct channel would be that women earn less because of their lower labour market integration. An indirect mechanism, however, would also be that stereotypes about the division of labour and the roles of men and women lead to differential evaluations of men's and women's work. This can have effects on pay levels in "male"

and “female” occupations (e.g. Levanon, England, & Allison, 2009) but might also affect individual hiring chances, wage bargaining and promotion probabilities. These reflections lead us to the expectation that respondents accept the idea of a just gender pay gap in favour of men. According to the “male breadwinner model” (Cunningham, 2008; Trappe, Pollmann-Schult, & Schmitt, 2015), the husband is mainly responsible for the economic well-being of the family and the wife primarily takes care of the household and the children. Therefore, higher wages for married men, compared to married women, are seen as justified.

More recently, there has been a growing body of literature on what is called the “gay pay gap” (Blandford, 2003; Sabia, Wooden, & Nguyen, 2017). Significant differences in labour force participation between gays and heterosexuals have been shown. Gay men generally work fewer hours than heterosexual men, while lesbians work more than heterosexual women do. An argument in the literature is that this is caused by differences in intra-household decision making within homosexual and heterosexual couples. Along with this comes differences in wages: in a sample of either cohabiting or married individuals, gay men generally earned less than heterosexual men and lesbian women earned more on average than heterosexual women (Waite & Denier, 2015). The authors also found that married heterosexual men received a marriage premium and, independently, a premium for fatherhood, which was not the case for gay men. Heterosexual women, on the other hand, in this study surprisingly also received a small marriage premium, but suffered a motherhood penalty. For lesbians, neither getting married nor having children had an effect on their salary. The value of this study lies in its conceptual differentiation, disentangling gender, sexual orientation, and family situation. The major drawback is that it used cross-sectional data that is susceptible to unobserved heterogeneity.

Overall, this body of research documents differences in the intra-household division of labour between heterosexual and same-sex couples. They are reflected in different social norms concerning the role in a relationship of heterosexual and homosexual men and women. From these theoretical considerations, we derive a first set of hypotheses, called “division of labour hypotheses” (H1–H3). We assume that the underlying rationale for judgements on income is the gendered division of labour, that is, the male-breadwinner

model, and therefore, heterosexual men should earn more than gay men and women, as heterosexual men are exclusively assumed to support families.

In H1 we compare the income ratings of heterosexual men and women. This hypothesis therefore tests the presence of a male marriage premium/female marriage penalty. To further confirm the effects of gender norms and to unravel their heterosexual dimensions, in hypotheses H2 and H3 we compare the income ratings of heterosexual and homosexual men and women respectively. The two hypotheses can either both be true or only one of them may be true, depending on whether one assumes the existence of a marriage premium for men, a marriage penalty for women, or both at the same time.

### **Division of labour hypotheses**

- H1: Among heterosexual couples, a given salary is judged to be too low if the described person is male, independent of the work situation of the described partner.
- H2: A given salary is judged to be too low if the described person is a lesbian woman, compared to a heterosexual woman, independent of the work situation of the described partner.
- H3: A given salary is judged to be too low if the described person is a heterosexual man, compared to a gay man, independent of the work situation of the described partner.

## **2.2 Distributive justice**

As outlined above, in the breadwinner model, the family is mainly supported by the income of one of its members, while the other is mainly responsible for the household. Is the “need” of this person therefore higher, and does this justify a higher income, compared to persons who do not have to support other family members with their earnings? As it is often the husband who earns most of the household income, does this justify the male marriage premium?

The theory of distributive justice addresses this question. Need is one of the three main principles underlying its decisions on questions of fairness. According to the “need

principle”, those who have a higher (justified) need for something should get more of it. The other two principles are equity/desert and equality (Deutsch, 1975; Miller, 1992; Sabbagh, 2001). Equality means “the same for all”, without considering any characteristics of the persons. However, even Aristotle recognised that equality is not always fair. His principle of justice introduced in the “Nicomachean Ethics”, is based on “proportional equality” (Aristoteles, 1985). In the philosophical literature, this principle is now mostly called “desert principle” and can cover different aspects of merit or achievement, for example, effort, abilities, or success.

In an open and meritocratic society, ascriptive characteristics, such as, for example, race, gender, and social origin ought not to play a role in the distribution of scarce resources. For this reason, gender and sexual orientation should not be relevant in the assessment of need. Our next hypothesis tests the application of the need principle of distributive justice, when rating a given income (“need hypothesis”, H4).

### **Need hypothesis**

- H4: A given salary is judged to be too low if the described person is married to/living in a registered partnership with a person who is not gainfully employed, compared to having a partner who is working, independent of the gender and the sexual orientation of the person.

The need hypothesis might contradict the division of labour hypotheses. Think, for example, of a working woman who is married to a non-working spouse: this situation is not foreseen by the male-breadwinner model. Should this woman still receive a marriage premium because she supports her husband? We hypothesise that the judgement of this situation will depend on whether or not the respondents know the work status of the described person’s partner. If need is made explicit (when it is made clear that the described person is married to a non-working spouse), then this is the primary criterion of judgement. Only when the situation of need is unclear (e.g. when no information on the work status of the spouse is given), then stereotypes arising from the gendered division of labour will be relevant. We therefore include a fifth hypothesis, in which the two approaches are combined (“combined hypothesis”, H5). In the need hypothesis

we clearly stated whether the partner of the described person was working or not. To test the combined hypothesis below, we intentionally do not provide this information. We therefore assume that only for heterosexual men will the income be judged to be too low.

### **Combined hypothesis**

- H5: If there is no information on the work status of the partner, the given salary is judged to be too low if the described person is male and heterosexual, compared to all other situations.

## **3 Previous literature**

The application of vignette experiments to study the principles of distributive justice, for example with respect to income, has a long tradition in the social sciences (Jasso, 1980; Jasso & Rossi, 1977; Rossi, 1979; Rossi & Anderson, 1982) and has widely been used and methodologically developed ever since (Auspurg, Hinz, & Liebig, 2009; Gatskova, 2013; Jann, 2008; Sauer, 2014). Besides the importance of the principles of distributive justice, many of these studies find a just gender pay gap (Jasso & Webster Jr, 1997, 1999; Sauer, 2014), which is in conflict with the meritocratic idea that ascriptive characteristics should not be relevant. In other words, respondents consider a lower female income as being just (for an overview see, for example, Auspurg et al., 2017; Gatskova, 2015).

Several of these studies used the marital status as a proxy to operationalise the principle of need. Gatskova (2013) differentiates whether the person described in the vignette is married to a working spouse or to a non-working spouse. She found that respondents judge salaries as too low if the person is married to a non-working spouse, compared to persons married to a working spouse or singles. However, the author does not distinguish between male and female vignette persons. Further, need was also estimated by the number of children of the described person: the more children a person has, the more likely that his or her income will be judged as too low, compared to persons without children. The same findings were obtained by Sauer, Auspurg, Hinz, Liebig, and Schupp (2009): it was judged that married persons with non-working spouses and persons having children should earn more than persons married to working spouses or persons without children.

McDonald (2019) addressed the question of the male marriage premium and conducted a vignette experiment among human resource managers. Unlike other vignette experiments, respondents did not have to judge a given salary; instead they had to indicate how much they would pay the described person if they were to hire him or her (independently of the probability of doing so). The results show that the surveyed HR managers allocate slightly higher salaries to married men compared to singles. Within the same survey, Oesch, Lipps, and McDonald (2017) investigated whether there is a wage penalty for motherhood. They found that HR managers overall assign lower wages to women with children compared to childless women. While a wage premium for married men is in line with the need principle, a wage penalty for motherhood is not. As Gatskova (2013), Sauer et al. (2009) showed, children are a clear indicator for need, at least when the sex of the person described in the vignette is not considered. As Oesch et al. (2017) demonstrated, the picture changes when it is made explicit that women are concerned. Therefore we have to assume that respondents interpret need in line with the traditional gender norms of the male breadwinner.

In accordance with previous studies, our own experiments (Jann et al., 2020) on just wages confirmed the importance of desert and need. We also found a just gender pay gap. Furthermore, we discovered that this effect is moderated by family context. We found a strong interaction effect between gender and marital status. In our experiments, the salaries of married men, but not married women, were judged as too low. That is, married men but not women were being awarded a marriage premium (see also Lang & Groß, 2020).

In sum, several studies address the questions of distributive justice and gender equality by conducting vignette experiments. Surprisingly, need has so far only been examined on a gender-specific basis in two recent studies (Jann et al., 2020; Lang & Groß, 2020), although strongly gendered proxies, namely the marital status or the number of children, have often been used to operationalise the principle of need.

## 4 Analytical strategy

To test our hypotheses we implemented the following vignette experiment. It includes principles of distributive justice, as well as gender norms, both operationalised by different family constellations, with male and female employees being married to either a spouse who is also gainfully employed, is not employed, or for whom no employment-status information is provided. The experiment consists of three sets of vignettes, wherein the third set was used only for checking the robustness of our results. The first set of vignettes includes heterosexual couples without children, whereas the second set includes the same vignettes with homosexual couples. The third set includes vignettes with heterosexual couples with children aged five and nine.

If the justice principle of need is the primary driver for the judgement of the proposed income, then the salaries of all vignette persons described as having a partner who is not gainfully employed should be judged as too low. If gender stereotypes drive the decisions of the respondents, then we might find a different pattern, favouring, rather, only a male marriage premium. We can better disentangle this issue by also including homosexual couples in the survey. In their case, stereotypes concerning the gendered division of labour will not hold. Another virtue of our experiment is that it will be possible to identify the heterosexual component of traditional gender roles. This is an important aspect that has been neglected so far. Figures 1 and 2 show examples of vignettes featuring a heterosexual and a homosexual couple respectively.

Each respondent received three vignettes, one from each set, with varying characteristics in the described persons. The order of the vignettes is as follows. First, a vignette from the set featuring heterosexual couples without children was presented, then one from the set featuring same-sex couples. Third, a vignette featuring a heterosexual couple with children was presented. The vignettes within each set were randomly assigned to the respondents. This ensures that the factors in the vignettes are not related to the characteristics of the respondents and are not correlated with each other, allowing causal conclusions to be drawn. Each set of vignettes has a  $2 \times 3 \times 2 \times 3$  design (= 36 combinations) with the factors displayed in tables 1 (heterosexual couples) and 2 (same-sex couples).

Mrs. Müller, 35, is in a childless marriage with a full-time employed partner. She works full-time as a commercial clerk in the accounting department of a medium-sized service company, where she performs at an average level. Her gross monthly income is CHF 6,000.

How do you rate this person's income? Do you think the income is fair? Or is it unfairly high or low?

much too low		just						much too high	
<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4

Figure 1: Vignette with a heterosexual couple (translated from German original)

Ms. Huber, 35, lives in a registered partnership with a full-time employed partner and has no children. She works full-time as a commercial clerk in the accounting department of a medium-sized service company, where she performs at an average level. Her gross monthly income is CHF 6,000.

How do you rate this person's income? Do you think the income is fair? Or is it unfairly high or low?

much too low		just						much too high	
<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4

Figure 2: Vignette with a same-sex couple (translated from German original)



Table 1: Experimental factors in the vignettes of heterosexual couples

Factor	Characteristic	Wording
Gender	male	“Mr. Müller”
	female	“Mrs. Müller”
Need	low	“is in a childless marriage with a full-time employed partner“
	high	“is in a childless marriage with a non-employed partner“
	no information	“is in a childless marriage“
Desert	low	“performs at an average level“
	high	“performs at an above-average level“
Income	low	“CHF 5’000“
	medium	“CHF 6’000“
	high	“CHF 7’000“

Table 2: Experimental factors in the vignettes of same-sex couples

Factor	Characteristic	Wording
Gender	male	“Mr. Huber”
	female	“Ms. Huber”
Need	low	“lives in a registered partnership with a full-time employed partner“
	high	“lives in a registered partnership with a non-employed partner“
	no information	“lives in a registered partnership“
Desert	low	“performs at an average level“
	high	“performs at an above-average level“
Income	low	“CHF 5’000“
	medium	“CHF 6’000“
	high	“CHF 7’000“

## 4.1 Data

The vignette experiment was implemented in the MOSAiCH 2019 survey (Measurement and Observation of Social Attitudes in Switzerland (CH), Ernst Stähli, Sapin, Pollien, Ochsner, & Nisple, 2020). We use a preliminary version of the data as the final dataset has not been released yet. Therefore, the results displayed in section 5 have to be considered as preliminary.

MOSAiCH is a cross-sectional survey on values and attitudes on different societal topics and it is part of the International Social Survey Programme (ISSP) in Switzerland. The questionnaire was administered online as well as on paper. The respondents were randomly drawn from the national register of the permanent resident population in Switzerland, living in private households and aged 18 or older (N=1719). MOSAiCH was fielded in three parts and followed a sequential design. That is, respondents were only invited to the subsequent parts if they participated in the previous ones. The vignette experiment was implemented online only, in the third part, which was conducted in April 2019.

## 4.2 Methods

To analyse the data we apply linear regressions. The judgement of the respondents on whether a given salary is just, too low, or too high serves as the dependent variable. It ranges from -5 (“much too low”) to 5 (“much too high”). The independent variables are the different characteristics of the vignette factors (e.g. male or female).

To take into account the fact that respondents rated more than one vignette, we apply cluster-robust standard errors with the respondent ID. Further, we control for the income level of the vignette. This is not absolutely necessary, because the different vignettes have been attributed randomly to respondents, but it improves the efficiency of the estimation.

MOSAiCH does not provide survey weights and instead suggests controlling for certain sociodemographic characteristics of the respondents (Ernst Stähli et al., 2019). As we work with a preliminary dataset, we have not received all relevant variables to do so. However, this does not compromise our analyses because we apply an experimental design and our primary aim is to uncover causal structures. In this setting, generalisation and

the obtaining of representative descriptive information about the population is of minor importance.

## 5 Results

In this section, we present the results of the tests of the hypotheses. As stated above, they need to be considered preliminary, as the dataset used is a pre-release version.

In a first step, we test the three “division of labour hypotheses” (H1–H3). Because the social norm consists of the male-breadwinner/female-homemaker ideal, we expect an overall difference in the judgement of a fair wage in favour of heterosexual men compared to heterosexual women (H1). Figure 3<sup>1</sup> indeed reveals a significant overall just wage gap of -0.17 scale points in favour of men within heterosexual couples. The negative sign of the coefficient means that the income of men is judged as too low (see also table 3 in the annex). Additionally, we conducted separate models for the different work statuses of the described persons’ partners. We find a just gender pay gap in favour of men in each of the cases, although the effect is significant only if there is no information on the partner’s work status. Further, we tested the three coefficients jointly against each other. The test reveals no significant difference between them (p-value = 0.74). In other words, the gender gaps we found in the different work statuses do not significantly differ from each other.

Next, we compare the income ratings of heterosexual compared to gay men and heterosexual compared to lesbian women (H2 and H3). In line with the above-sketched theory, we find differences in both cases. That is, according to the respondents, heterosexual men should earn more than gay men and lesbian women should earn more than heterosexual women. In each case, we find a significant gap of about -0.13 scale points in favour of heterosexual men and 0.13 scale points in favour of lesbian women, respectively (see figure 4 below and table 4 in the annex). Thus, all three hypotheses from the first set, concerning gender norms on the division of labour, are confirmed.

In a second step, we test the “need hypothesis” (H4). We examine whether the principle of need is relevant in the rating of the income of a vignette. We expect that if

---

<sup>1</sup>Graphs were produced in Stata using the `coefplot` command (Jann, 2014).

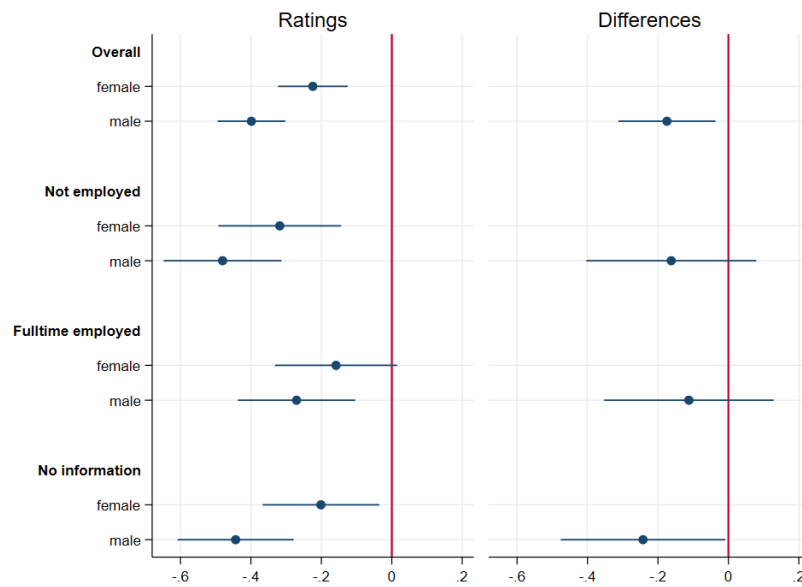


Figure 3: Income rating by gender of the described person (predictive margins and their differences, incl. 95%-CI)

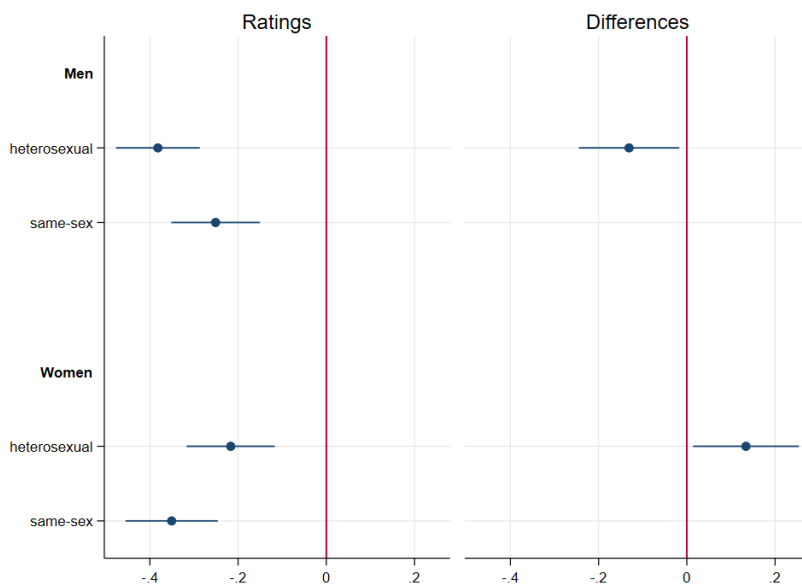


Figure 4: Income rating by gender and sexual orientation of the described person (predictive margins and their differences, incl. 95%-CI)

need is high – if the partner of the described person is not gainfully employed – the income will be rated as too low, contrary to the situation in which the partner is also working full-time and need is therefore low. Therefore, in these analyses we only use the vignettes in which the work status of the partner is clearly indicated. If need is the only driver of the judgement, we would expect no differences between heterosexual and same-sex couples, as well as between men and women. The results are displayed in figure 5 (see also table 5 in the annex). Overall, the level of need is relevant for the judgement of the vignettes. Respondents rate incomes as too low (-0.15 scale points) if the partner of the described person is not employed, irrespective of the gender and the sexual orientation of the described person. If we look at men and women, as well as heterosexual and same-sex couples separately, we recognise that this result is entirely due to the judgements of the heterosexual vignettes: among heterosexual couples we find a difference depending on the work status of the partner. For men the effect is -0.26 scalepoints and significant, whereas for women, with -0.21 scale points, it is also relatively strong, but not significant. Surprisingly, among same-sex couples we do not find such an effect. The work status of the partner does not influence the rating of their income. This result therefore partly contradicts our hypothesis as we expected that the principle of need would be relevant irrespective of the sexual orientation of the described couples. But, instead, it is only applied to heterosexual couples and there, more strongly among men. Although the coefficients of the ratings of vignettes with heterosexual and homosexual persons are clearly distinct, an additional test did not reveal a significant difference between them ( $p\text{-value} = 0.15$ ). Some caution is therefore required in our interpretation of the data.

As we have shown in the previous section, the principle of need is assessed somewhat differently, depending on the gender and sexual orientation of the described person. In this last part of the empirical section, we examine this circumstance more closely. We do so by analysing exclusively the vignettes with no information on the work status of the described persons' partner. If the assessment of need depends on the gendered division of labour, as we demonstrated in the first part of our analysis, we would expect that only the income of heterosexual men would be rated as too low. If there is no information on the work status of the partner, only in this situation might people assume the presence of a spouse who needs to be supported by the male breadwinner's income. In the situation of

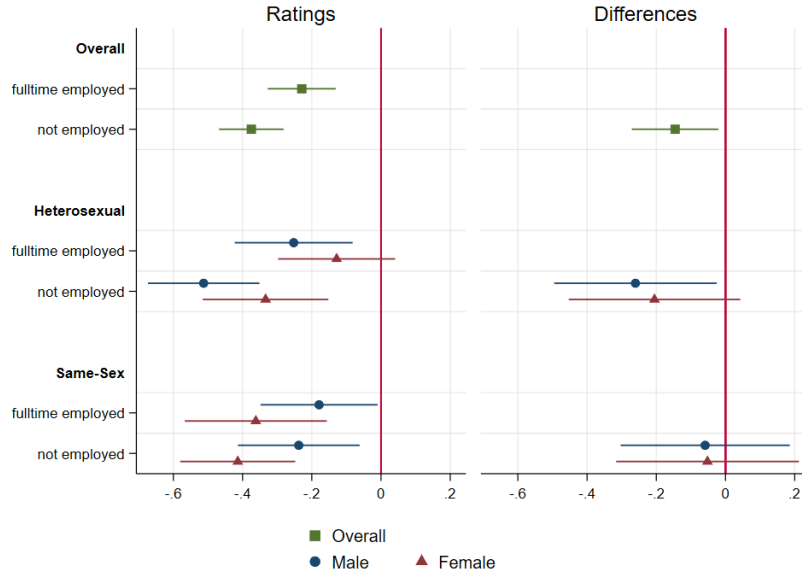


Figure 5: Income rating by gender, sexual orientation and work status of partner of the described person (predictive margins and their differences, incl. 95%-CI)

heterosexual women and of homosexual men and women, a second earner can be assumed. Figure 6 displays the result of the test of this last hypothesis (“combined hypothesis”, H5). Compared to heterosexual men, the respondents rate the income of heterosexual women as too high. The difference of 0.24 scale points is significant, whereas the effect is smaller and not significant for homosexual men and women (see also table 6). This confirms our hypothesis; in the comparison between heterosexual men and homosexuals the evidence is, however, rather weak. Moreover, the three coefficients are not significantly different from each other ( $p\text{-value} = 0.49$ ).

To recapitulate the results of the different parts of the analysis: with the three “division of labour hypotheses” we tested whether ideas concerning the male-breadwinner/female-homemaker ideal drive the judgement of the vignettes, and we indeed found a gender gap in favour of men among heterosexual couples as well as differences between heterosexual and homosexual men and women, all indicating a male marriage premium. Further, the “need hypothesis” and the “combined hypothesis” yielded mixed results. The principle of need is relevant, but tightly connected to the gendered division of labour when judging the incomes in the vignettes. Further, the need principle is more salient among heterosexual couples and the gender gap we initially found remains, irrespective of the level of need.

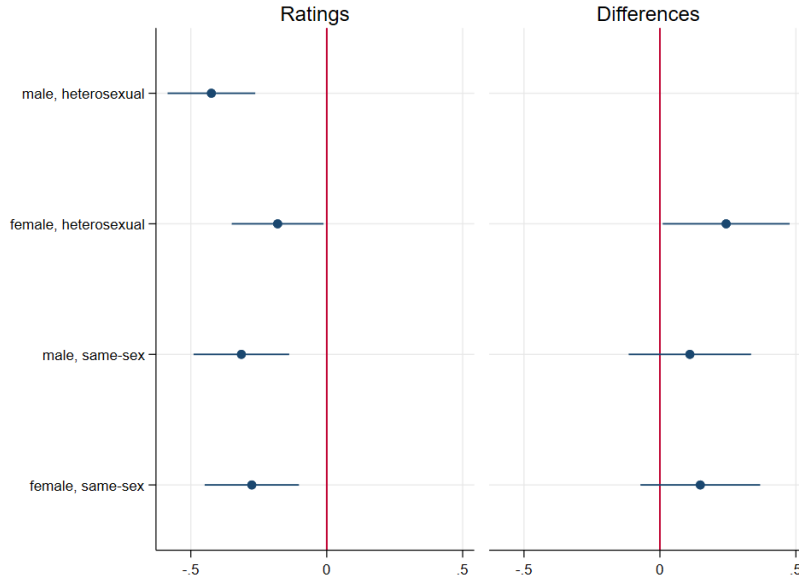


Figure 6: Income rating by gender and sexual orientation of the described person (predictive margins and their differences, incl. 95%-CI; only cases with no information on the work status of the partner)

## 6 Additional results and robustness checks

In this section, we present additional analyses and robustness checks. Part of the experiment was implemented in an additional survey: the first vignette, containing descriptions of heterosexual couples without children, was included in the third wave of the environmental survey 2007. This survey was administered online in September 2018, using a random sample of the Swiss German resident population ( $N=1067$ , for detailed project documentation see Diekmann, Bruderer-Enzler, & Craviolini, 2012; Diekmann, Meyer, Mühlemann, & Diem, 2009). Where possible, we replicated our results with this dataset.

Additionally, we analysed whether male and female respondents rated the vignettes differently. Contrary to previous results from similar experiments conducted between 2001 and 2010, where we found no gender difference in the vignette ratings (see Jann et al., 2020), the current experiment, using the MOSAiCH data, documents a clearly different pattern for men as opposed to women. The just pay gap in favour of heterosexual men is entirely driven by male respondents. Female respondents did not judge male and female vignettes unequally. One reason for that could be that efforts to reach gender equality and subsequent changes in gender norms have affected women's views more than men's, since

women are more personally affected by them. Using the environment survey, the picture is less clear though: in this, women as well as men judge the male vignettes as too low compared to the females. However, the effect is stronger among men than among women. That is, in both surveys we find a similar pattern: women's judgements of the vignettes are more gender-sensitive than men's (results are displayed in table 7 in the annex).

To check the robustness of our findings, we calculated the just gender pay gap using several different models and compared them to our initial result regarding hypothesis 1 (displayed again in column 1 of table 8 in the annex). In the preliminary database of MOSAiCH, some cases are being flagged as they still need further inspection by the MOSAiCH data team, as there are suspicions of irregularities. If this is confirmed, the cases will subsequently be deleted from the dataset. To make sure that possible irregularities in the data do not trouble our findings, we calculated our model excluding the flagged cases (column 2 in table 8). This slightly decreases the strength of the coefficient but does not alter our results otherwise. Next, we used the vignettes featuring heterosexual couples with children instead of the childless couples (column 3 in table 8). In this case, we find a much stronger gender difference than among childless couples. We also ran the same regression with the data from the environmental survey (last column in table 8). Similarly to the results of the vignettes with children, we find a stronger effect using this survey, compared to the MOSAiCH survey.

Finally, table 9 displays more detailed results using the vignettes featuring couples with children. Again, we find an overall just gender pay gap, that remains significant, conditional on the work status of the described persons' partners. Each effect is stronger than our initial effects using the vignettes with childless couples. That is, when there are children, regardless of whether only one or both spouses contribute to the household income, according to the respondents, men should earn more than women. It is therefore likely that stereotypes concerning the gendered division of labour are even more salient where couples with children are concerned.



## 7 Discussion

In this article, we were interested in what drives the male marriage premium that we found in earlier research. We therefore conducted a vignette experiment testing two alternative sets of hypotheses, derived from theory on the gendered division of labour and from distributive justice. More precisely, we wanted to know whether the principle of need is the crucial factor for judging the fairness of an income, or if there are other considerations at play, such as the gendered division of labour. We disentangled this issue by varying the amount of information we gave to the respondents concerning the work status of the partner of the described person, which was also our proxy to determine whether need is low or high.

We discovered that both aspects, need and gender norms, play a crucial role when judging the income in a given vignette. Overall, we found a just pay gap in favour of men, irrespective of need. We suspect that, in this case, respondents assume that males are breadwinners and responsible for supporting their spouses. Conversely, need plays a crucial role in judging the vignette incomes. If the partner is described as not being employed, the incomes are judged as being too low, compared to the situation where the partner is also full-time employed. Surprisingly, this is only true among heterosexual couples. Vignettes of same-sex couples are rated indifferently, irrespective of the employment status of the partner. In other words, the principle of need is important for judging whether a certain salary is just, but it is closely linked to social norms concerning the gendered division of labour.

Our results are in line with our theoretical considerations concerning the gendered division of labour: overall, the incomes of heterosexual men are judged as too low, compared to gay men and to women. We assume that this is due to the prevalence of the breadwinner model. For Switzerland, for example, figures from the federal statistical office show that in 2018, in families with children younger than 25 years, in almost 70% of cases the wife was responsible for the bulk of the household chores, whereas in only 5% of cases the husband was mainly responsible (BFS, 2019a). This unequal division of labour seems to justify higher salaries for married men, as there is a need to support a wife and possibly children. As our analyses have shown, the judgement of need seems not to be a

universal principle, as it is closely linked to the social norm of the gendered division of labour. This becomes especially clear in the comparison with same-sex couples: among them, need does not play a role at all. This also reveals that the gendered division of labour is an entirely heterosexual concept and it is especially salient in the presence of children.

Researchers interested in distributive justice often use the marital status or the presence of children to estimate the effect of the principle of need in the judgement of a fair wage. Given the gendered nature of the proxy and its tight connection to social norms concerning the gendered division of labour, it is questionable whether this is suitable. This is especially true for marital status: if it were the case that the common norm was for both spouses to contribute equally to the household income, then this proxy could not distinguish different levels of need. Obviously, this is not the common norm. Thus, using marital status – often without giving information on the work status of the partner – to operationalise need, contributes to the unquestioned reproduction of gender stereotypes.

## References

- Aristoteles. (1985). *Die Nikomachische Ethik*. Philosophische Bibliothek.
- Auspurg, K., Hinz, T., & Liebig, S. (2009). Komplexität von Vignetten, Lerneffekte und Plausibilität im Faktoriellen Survey. *Methoden, Daten, Analysen*, 3(1), 59–96.
- Auspurg, K., Hinz, T., & Sauer, C. (2017). Why should women get less? Evidence on the gender pay gap from multifactorial survey experiments. *American Sociological Review*, 82(1), 179–210.
- Becker, G. S. (1973). *The Economics of Discrimination* (2nd). Chicago; London: University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1975). *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis with special Reference to Education*, 2nd edition. Chicago; London: University of Chicago Press.
- BFS. (2019a). *Erhebung zu Familien und Generationen 2018. Erste Ergebnisse*. Bundesamt für Statistik. Neuenburg.
- BFS. (2019b). *Teilzeitarbeit: Beschäftigungsgrad*. Bundesamt für Statistik. Neuenburg.
- Blandford, J. M. (2003). The nexus of sexual orientation and gender in the determination of earnings. *ILR Review*, 56(4), 622–642.
- Breen, R., & Cooke, L. P. (2005). The Persistence of the Gendered Division of Domestic Labour. *European Sociological Review*, 21(1), 43–57.
- Budowski, M., Knobloch, U., & Nollert, M. (2016). *Unbezahlt und dennoch Arbeit*. Zürich: Seismo.
- Charles, M., & Grusky, D. B. (2004). *Occupational Ghettos: the Worldwide Segregation of Women and Men*. Studies in Social Inequality. Stanford (Calif.): Stanford University Press.
- Cunningham, M. (2008). Changing Attitudes toward the Male Breadwinner, Female Homemaker Family Model: Influences of Women’s Employment and Education over the Lifecourse. *Social Forces*, 87(1), 299–323.
- Deutsch, M. (1975). Equity, equality, and need: What determines which value will be used as the basis of distributive justice? *Journal of Social issues*, 31(3), 137–149.

- Diekmann, A., Bruderer-Enzler, H., & Craviolini, J. (2012). *Dokumentation. Projekt „Zeitpräferenzen und Energiesparen“*. Eine Nachbefragung zum Schweizer Umweltsurvey 2007. ETH Zürich.
- Diekmann, A., Meyer, R., Mühlemann, C., & Diem, A. (2009). *Schweizer Umweltsurvey 2007. Dokumentation und Codebuch*. ETH Zürich.
- England, P. (1992). *Comparable Worth: Theory and Evicence*. Social institutions and social change. New York: Aldine de Gruyter.
- Ernst Stähli, M., Sapin, M., Pollien, A., Ochsner, M., & Nisple, K. (2020). *MOSAiCH 2019: Study on Social Inequality and related topics. Preliminary Release for Data Control by Question Authors [Dataset]*. Lausanne: FORS – Swiss Centre of Expertise in the Social Sciences.
- Ernst Stähli, M., Sapin, M., Pollien, A., Ochsner, M., Nisple, K., & Joye, D. (2019). *MOSAiCH 2018 on Religion and related topics. Survey Documentation*. FORS – Swiss Centre of Expertise in the Social Sciences. Lausanne.
- Gatskova, K. (2013). Distributive justice attitudes in Ukraine: Need, desert or social minimum? *Communist and Post-Communist Studies*, 46(2), 227–241.
- Gatskova, K. (2015). *Income Justice in Ukraine. A Factorial Survey Study*. Cambridge Scholars Publishing.
- Goffman, E. (1977). The arrangement between the sexes. *Theory and society*, 4(3), 301–331.
- Greenstein, T. N. (2000). Economic Dependence, Gender, and the Division of Labor in the Home: A Replication and Extension. *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 322–335.
- Jann, B. (2008). Lohngerechtigkeit und Geschlechterdiskriminierung. Evidenz aus einem Vignetten-Experiment. In *Erwerbsarbeit, Einkommen und Geschlecht - Studien zum Schweizer Arbeitsmarkt*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jann, B. (2014). Plotting regression coefficients and other estimates. *The Stata Journal*, 14(4), 708–737.
- Jann, B., Zimmermann, B., & Diekmann, A. (2020). *Lohngerechtigkeit und Geschlechternormen: Erhalten Männer eine Heiratsprämie? Ergebnisse von drei Vignetten-Experimenten*.

- Jasso, G. (1980). A new theory of distributive justice. *American Sociological Review*, 45, 3–32.
- Jasso, G., & Rossi, P. H. (1977). Distributive justice and earned income. *American Sociological Review*, 42, 639–651.
- Jasso, G., & Webster Jr, M. (1997). Double standards in just earnings for male and female workers. *Social Psychology Quarterly*, 60, 66–78.
- Jasso, G., & Webster Jr, M. (1999). Assessing the gender gap in just earnings and its underlying mechanisms. *Social Psychology Quarterly*, 62(4), 367–380.
- Lang, V., & Groß, M. (2020). The just gender pay gap in Germany revisited: The male breadwinner model and regional differences in gender-specific role ascriptions. *Research in Social Stratification and Mobility*.
- Levanon, A., England, P., & Allison, P. (2009). Occupational Feminization and Pay: Assessing Causal Dynamics Using 1950–2000 U.S. Census Data. *Social Forces*, 88(2), 865–892.
- McDonald, P. (2019). The male marriage premium: selection, productivity, or employer preferences? Evidence from panel data and a survey experiment. *LIVES Working paper*, 75, 1–38.
- Miller, D. (1992). Distributive justice: What the people think. *Ethics*, 102(3), 555–593.
- Oesch, D., Lipps, O., & McDonald, P. (2017). The Wage Penalty for Motherhood: Evidence on Discrimination from Panel Data and a Survey Experiment for Switzerland. *Demographic Research*, 37, 1793–1824.
- Phelps, E. S. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659–661.
- Rossi, P. H. (1979). Vignette Analysis: Uncovering the Normative Structure of Complex Judgments. In R. K. Merton, J. S. Coleman, & P. H. Rossi (Eds.), *Qualitative and quantitative social research: papers in honor of Paul F. Lazarsfeld* (pp. 176–186). New York/London: The Free Press.
- Rossi, P. H., & Anderson, A. B. (1982). The Factorial Survey Approach: An Introduction. In P. H. Rossi & S. L. Nock (Eds.), *Measuring Social Judgements. The Factorial Survey Approach*. Beverly Hills: Sage.

- Sabbagh, C. (2001). A taxonomy of normative and empirically oriented theories of distributive justice. *Social Justice Research*, 14(3), 237–263.
- Sabia, J. J., Wooden, M., & Nguyen, T. T. (2017). Sexual Identity, Same-Sex Relationships, and Labour Market Dynamics: New Evidence from Longitudinal Data in Australia. *Southern Economic Journal*, 83(4), 903–931.
- Sauer, C. (2014). A just gender pay gap? Three factorial survey studies on justice evaluations of earnings for male and female employees. *SFB 882 Working Paper Series*, (29).
- Sauer, C., Auspurg, K., Hinz, T., Liebig, S., & Schupp, J. (2009). Die Bewertung von Erwerbseinkommen—Methodische und inhaltliche Analysen zu einer Vignettenstudie im Rahmen des SOEP-Pretest 2008. *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, (189).
- Trappe, H., Pollmann-Schult, M., & Schmitt, C. (2015). The Rise and Decline of the Male Breadwinner Model: Institutional Underpinnings and Future Expectations. *European Sociological Review*, 31(2), 230–242.
- Waite, S., & Denier, N. (2015). Gay Pay for Straight Work: Mechanisms Generating Disadvantage. *Gender & Society*, 29(4), 561–588.

# Appendix

Table 3: Income rating by gender of the described person (only vignettes with heterosexual couples)

	Overall	Not employed	Fulltime employed	No information
Gender, ref: female				
male	-0.174* (0.0702)	-0.162 (0.123)	-0.112 (0.122)	-0.242* (0.119)
Constant	-6.196*** (0.261)	-6.086*** (0.458)	-6.918*** (0.448)	-5.601*** (0.449)
Observations	1695	559	563	573

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Table 4: Income rating by gender and sexual orientation of the described person

	Men	Women
Sexual orientation, ref: same-sex		
heterosexual	-0.131* (0.0580)	0.134* (0.0611)
Constant	-6.870*** (0.274)	-6.660*** (0.287)
Observations	1721	1658

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Table 5: Income rating by gender, sexual orientation and work status of partner of the described person

	Overall	Heterosexual		Same-Sex	
		Men	Women	Men	Women
Status of Partner, ref: fulltime employed					
not employed	−0.146* (0.0638)	−0.260* (0.119)	−0.205 (0.126)	−0.0588 (0.124)	−0.0521 (0.134)
Constant	−7.054*** (0.255)	−6.989*** (0.437)	−5.902*** (0.481)	−7.806*** (0.469)	−7.484*** (0.480)
Observations	2213	584	538	566	525

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Table 6: Income rating by gender and sexual orientation of the described person

	No information on workstatus
Gender & sexual orientation, ref: male, heterosexual	
female, heterosexual	0.244* (0.119)
male, same-sex	0.110 (0.115)
female, same-sex	0.149 (0.112)
Constant	−6.223*** (0.347)
Observations	1166

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



Table 7: Income rating by gender of the respondent (only vignettes with heterosexual couples)

	MOSAiCH		Environmental Survey	
	Men	Women	Men	Women
Gender of vignette, ref: female				
male	0.0509 (0.106)	-0.382*** (0.0929)	-0.220 (0.120)	-0.298* (0.145)
Constant	-5.939*** (0.393)	-6.437*** (0.346)	-5.222*** (0.453)	-5.528*** (0.538)
Observations	821	870	551	479

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Table 8: Income rating by gender of the described person (only vignettes with heterosexual couples, comparison of several models)

	M. no children	M. flagged	M. children	Env. survey
Gender, ref: female				
male	-0.174* (0.0702)	-0.150* (0.0701)	-0.299*** (0.0758)	-0.260** (0.0931)
Constant	-6.196*** (0.261)	-6.203*** (0.260)	-7.632*** (0.280)	-5.377*** (0.349)
Observations	1695	1656	1685	1034

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Table 9: Income rating by gender of the described person (only vignettes with heterosexual couples with children)

	Overall	Not employed	Fulltime employed	No information
Gender, ref: female				
male	-0.299*** (0.0758)	-0.318* (0.130)	-0.266* (0.126)	-0.298* (0.137)
Constant	-7.632*** (0.280)	-7.535*** (0.477)	-7.436*** (0.470)	-7.819*** (0.501)
Observations	1685	580	568	537

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



# Selbständigkeitserklärung

Ich erkläre hiermit, dass ich diese Arbeit selbständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen benutzt habe. Alle Koautorenschaften sowie alle Stellen, die wörtlich oder sinngemäss aus Quellen entnommen wurden, habe ich als solche gekennzeichnet. Mir ist bekannt, dass andernfalls der Senat gemäss Artikel 36 Absatz 1 Buchstabe o des Gesetzes vom 5. September 1996 über die Universität zum Entzug des aufgrund dieser Arbeit verliehenen Titels berechtigt ist.

Bern, den 11. Februar 2020

Barbara Zimmermann